王时芬／著

DIGU HAISHI GAOGU

RENMINBI JUNHENG YOUXIAO HUILU CESUAN YANJIU

低估还是高估

——人民币均衡有效汇率测算研究



復旦大學出版社

DIGU HAISHI GAOGU

RENMINBI JUNHENG YOUXIAO HUILU CESUAN YANJIU





ISBN 978-7-309-08449-8

定价：16.00元

www.fudanpress.com.cn

王时芬／著

DIGU HAISHI GAOGU

RENMINBI JUNHENG YOUXIAO HUILU CESUAN YANJIU

低估还是高估

——人民币均衡有效汇率测算研究



復旦大學出版社

图书在版编目(CIP)数据

低估还是高估——人民币均衡有效汇率测算研究/王时芬著.
—上海:复旦大学出版社,2011.9
ISBN 978-7-309-08449-8

Ⅰ. 低… Ⅱ. 王… Ⅲ. 人民币汇率-测算-研究 Ⅳ. F832.63

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2011)第 187612 号

低估还是高估——人民币均衡有效汇率测算研究
王时芬 著
责任编辑/易 斌

复旦大学出版社有限公司出版发行
上海市国权路 579 号 邮编:200433
网址:fupnet@fudanpress.com http://www.fudanpress.com
门市零售:86-21-65642857 团体订购:86-21-65118853
外埠邮购:86-21-65109143
江苏省句容市排印厂

开本 890×1240 1/32 印张 5.125 字数 185 千
2011 年 9 月第 1 版第 1 次印刷

ISBN 978-7-309-08449-8/F·1754
定价: 16.00 元

感谢上海市教育委员会科研创新一般项目(09YS55)的慷慨资助。没有该项目的资助,要完成本书的研究是不可能的。

前　言

长期以来,中国一直实行固定汇率制或实际上的固定汇率制(人民币在资本项目下仍未实现自由兑换),人民币汇率未必反映由市场供需决定的合理价格。自 2005 年 7 月起,人民币逐步升值,到 2010 年 10 月已升值 20% 左右。而西方发达国家仍坚持认为人民币升值幅度还不够。这些都使得我们有必要研究当前人民币汇率是否合理这一问题。

购买力平价作为决定一种货币长期汇率的重要理论工具,在研究长期汇率方面一直得到广泛应用。本书将在购买力平价理论的框架内,测算人民币长期汇率是否合理。该理论认为,如果其他因素对汇率的影响极小,那么两国的通货膨胀率之差将决定两种货币汇率的变动率。如果人民币名义汇率的变动率与均衡有效汇率的变动率基本吻合,则我们可以说人民币的汇率是合理的;反之,如果测算得到的均衡有效汇率变动率与名义汇率变动率相差很大,则可以说人民币的汇率不合理。测算人民币的均衡有效汇率,对于确定我国汇率改革的目标具有重要意义。

本书第一章首先介绍研究人民币均衡有效汇率的意义,给出本书涉及的几个重要概念的定义,随后回顾关于人民币汇率是否合理的国内外研究成果。

第二章简要回顾自新中国成立以来所经历的汇率制度改革及人民币对美元名义汇率走势,以此分析实行不同汇率制度对汇率变动的影响。随后分析人民币可能面临的升值压力,由此引出人民币汇率是否合理的问题。

第三章详细介绍传统购买力平价理论及其扩展、购买力平价实证研究的发展,为研究人民币汇率是否合理提供依据。

第四章首先对1980年第一季度至2009年第四季度美元与日元、德国马克(2001年后由欧元换算)、英镑季度名义汇率的变动率和美国对日、德、英季度相对CPI变动率之间的关系进行数据分析，并采用ADF检验和协整检验对购买力平价的双变量模型进行实证研究，结果发现美元与三国货币(都实行浮动汇率制)长期相对购买力平价成立。

第五章在美元与日、德、英三国货币长期相对购买力平价成立的基础上，利用相对购买力平价对1980年第一季度至2009年第四季度中美均衡汇率变动率(即中美两国相对通货膨胀率变动率)与名义汇率变动率进行比较，得出每季度的动态偏离程度和1980—2009年累计偏离程度。随后引入多国变量，选择中国与主要贸易伙伴美国、英国、日本、德国，以这四种世界最主要货币所属国各自与中国发生的贸易额占中国与四国的总贸易额比重作为权数，计算出加权的通货膨胀率的变动率，然后求出这一变动率与中国通货膨胀率变动率的相对值，也就是均衡有效汇率变动率；在此基础上，再与中国对四国名义汇率的加权变动率进行比较，得出基于多国变量的每季度动态偏离程度和1980—2009年的累计偏离程度。

在第六章中，根据测算结果判断当前人民币汇率是否合理，并提出一些政策建议。

我们的测算发现：美元对日元、美元对德国马克、美元对英镑的协整关系成立，即长期购买力平价成立。在估算中美均衡汇率变动率与中美名义汇率变动率的动态偏离和累计偏离程度后，得到中美名义汇率在1980—2009年累计低估约140%。加入多国变量后得到的结论认为：人民币对多国货币名义汇率在1980—2009年累计低估约214%。

目　　录

图 目 录

表 目 录

第一章 绪　　论

1.1 研究意义

汇率是研究宏观经济的一个重要变量。长期以来,中国一直实施事实上的固定汇率制。自2003年初起,以美国为代表的发达国家认为,以人民币的低估造成的国际收支不平衡为主要特征的全球经济失衡正在加剧。它们纷纷要求中国政府放弃人民币钉住美元政策,重估人民币汇率。人民币面临空前的升值压力。

2005年7月21日,中国人民银行宣布,放弃人民币挂钩美元的政策,实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制。中国在人民币汇率制度改革上迈出了坚实的一步。同时,中国人民银行重估了人民币的价值,使人民币对美元的汇率一次性升值2.11%,达到1美元兑8.11元人民币。自此,人民币对美元汇率持续上升。截至2010年下半年,美元对人民币即期汇率达到1美元兑6.64元人民币,相比2005年汇改时的汇率升值幅度达到20%。

发源于美国的次贷危机爆发后,人民币的升值过程有所停顿。从2010年起,以美国为首的西方发达国家仍然希望人民币继续升值,美国甚至不惜以立法形式准备将中国列为"汇率操纵国",对中国实施制裁,以迫使人民币升值。2010年6月19日起,人民币重又开始升值。

人民币该不该升值?升值到什么地步?回答这些问题,主要看人民币的汇率是否合理。因此,有必要对人民币汇率是否合理进行

探讨,以评价人民币名义汇率是高估还是低估。

考虑这个问题首先要确定一个据以展开讨论的理论框架,本书运用购买力平价(Purchasing Power Parity,简称为 PPP)理论作为理论框架。该理论由瑞典经济学家卡塞尔(G. Cassel)于 1918 年提出。随着理论研究的深入、计量技术的发展、数据可得性的增强,购买力平价在理论和实证两方面的研究都取得了极大的进展。本书将以购买力平价理论为基础,从名义汇率变动率与均衡有效汇率变动率比较的角度出发,探讨目前人民币名义汇率是否合理;如果不合理,再测算人民币低估或高估的程度。

1.2 相关概念的界定

1.2.1 名义汇率

名义汇率(Nominal Exchange Rate),通常指双边汇率,是衡量两种货币相对价格的比率。它是在外汇市场交易中形成的,或是由官方规定的。本书中把名义汇率定义为现实名义汇率,即已公布的在直接标价法下的名义汇率。直接标价法指 1 单位外币等于多少单位本币,本书将以 100 单位外币等于多少本币来表示相应的现实名义汇率。在直接标价法下,汇率的数字的绝对值变大,表示人民币贬值;反之,表示人民币升值。

1.2.2 均衡有效汇率变动率

均衡汇率的理论最早在 1934 年由英国经济学家格雷戈里(T. E. Gregory)提出。凯恩斯(J. M. Keynes)也曾在他 1935 年发表的《国外汇兑的前途》一文中对均衡汇率作了明确的定义。但是,对均衡汇率最早的较为完整的定义是美国经济学家纳克斯(R. Nurkse)在 1945 年以国际收支的基本差额为出发点提出的。其主要含义为:在三年

左右的时间内,国内没有大规模的失业和贸易管制,使得国际收支处于均衡状态,同时不引起国际储备净额变动的汇率。这个理论的前提是:贸易不应该受到过分的限制;对资本的流入和流出没有特别的鼓励或限制措施;经济基本上接近于充分就业的状态。这一定义明确给出了均衡汇率成立的内在和外在两个方面的条件,因此该理论被世界上大多数学者公认为最早的均衡汇率理论。1988 年,爱德华兹(S. Edwards)对均衡汇率又进行了定义:均衡汇率首先是表示贸易品与非贸易品的相对价格的实际汇率,在相关变量如贸易关税、资本流动、国际价格等长期均衡值已知时,这个实际汇率将使内外均衡同时实现。这里的内部均衡意味着自然失业率下当期非贸易市场的均衡,外部均衡则表示经常账户的余额折现值为零。2004 年,日本经济学者宫川努、外谷英树和牧野达治在《首尔经济学杂志》上发表了"Equilibrium Exchange Rates in Asian Currencies"的文章。该文首先定义了均衡汇率,即使一国和外国的贸易商品的价格趋于相等的汇率。然后,根据通胀率差异变动估算了 1985—2000 年人民币对美元和对日元的均衡汇率变动率,再以名义汇率变动与均衡汇率变动的偏离趋势与幅度来判断亚洲主要货币对美元汇率的失调趋势与幅度。

相对购买力平价关系通常建立在有关国家预期通货膨胀率差异的基础之上,其理论的推导过程如下:

$$S_0 = \frac{P_A}{P_B} \tag{1.1}$$

其中:P 为物价指数;下标号 A 和 B 分别表示 A 国和 B 国。

在公式(1.1)中,加入预期通货膨胀率 $\tilde{P}$,它与物价指数的关系为:$\frac{P^1}{P^0} = 1 + \tilde{P}$ 或者$\frac{P^1}{P_0} - 1 = \frac{P^1 - P^0}{P^0} = \tilde{P}$(下标号 0 和 1 分别表示统计的当期和下一期)。

在下一期(即在 t 时),预期的即期汇率则为:

$$\tilde{S}_t = \frac{P_A(1 + \tilde{P}_A)}{P_B(1 + \tilde{P}_B)} \tag{1.2}$$

在上式两边除以 S_0 即$\frac{P_A}{P_B}$,并减去 1,得:

$$\frac{\tilde{S}_t - S_0}{S_0} = \frac{P_A(1 + \tilde{P}_A)}{P_B(1 + \tilde{P}_B)} \times \frac{P_B}{P_A} - 1 \qquad (1.3)$$

对上式进行重新整理后,便得到相对购买力的公式如图 1-1 所示:

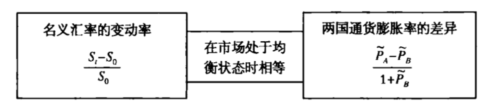


图 1-1 整理后的相对购买力公式

以上这种关系说明:假如两国的通货膨胀率出现差异,那么,两国货币的名义汇率就应作出变动以补偿这种相对价格体系的变化,此时的两国通货膨胀差异即为在均衡状态时,名义汇率应该变动的趋势与幅度。因此,根据相对购买力平价理论,本书将本国相对于外国的通胀率差异定义为均衡有效汇率变动率,即在均衡状态下,根据通胀率的差异,人民币汇率应当调整的趋势与幅度。

1.2.3 购买力平价

如无特别说明,本书所指购买力平价均指相对购买力平价,即汇率的升值与贬值是由两国的通胀率的差异决定的。关于购买力平价的相关概念,将在第三章中详细介绍。

1.3 国内外研究概况

1.3.1 国内研究概述

国内学者在购买力平价理论框架下,运用均衡汇率理论对人民币汇率进行了相关的实证研究。

我国最早运用购买力平价理论对人民币均衡汇率进行量化研究的学者是陈彪如(1992)。他运用微观经济学的利润成本函数,推算出了利润最大化条件下本国与外国的物价对比方程,然后根据相对购买力平价理论得出均衡汇率方程,并以此为基础测算了1980—1990年的人民币均衡汇率与失调情况。

许少强(1995)对人民币汇率调整的依据进行了分析,认为如果以购买力平价作为决定汇率的基础,有可能会低估了发达国家的货币汇率、高估了发展中国家的货币汇率。人民币对美元汇率若以人民币与美元相比较的购买力平价作为调整依据的话,人民币将出现高估,所以建议在该时期以出口换汇成本作为人民币调整的依据。

易纲、范敏(1997)对人民币绝对购买力平价和贸易品平价进行了测算。结果表明1995年中美两国货币的购买力平价约为1美元折合4.2元人民币,比名义汇率1美元折合8.35元人民币高估约50%。

俞乔(1998)将人民币实际汇率定义为国外商品的外币价格换算成本币价格后与国内商品价格的比值,运用相对购买力平价理论,分别以1991年和1994年作为基期,基期的实际汇率作为均衡汇率,以每一期的实际汇率与均衡汇率相比较来判断人民币汇率是否合理。结果表明:人民币对美元和其他主要国际货币实际汇率已被严重高估,高估程度达到30%,而对我国主要贸易伙伴国家与地区货币的实际汇率则被高估45%以上,由此对我国产品的出口竞争力产生十分不利的影响,因而建议有关当局应在适当的时机调整人民币名义汇率,使人民币实际汇率逐步恢复到1994年初的水平。

陈学彬(1999)利用相对购买力平价的方法计算了人民币对美元和其他主要国际货币的实际汇率,他的结论是1990—1999年人民币对美元实际汇率一直处于低谷状态,并认为稳定人民币汇率并非“权宜性与过渡性政策”,也不是“政治内涵远超过经济要求”;人民币对其他一些世界主要货币汇率存在一定程度的高估,这是由于这些货币对美元过度贬值带来的,而该时期人民币钉住美元,所以随着美元对世界主要货币贬值,人民币高估将得到一定程度的修正。因而,人民币对世界主要货币实际汇率高估的问题并不需要通过人民币的贬

值来消除。

惠晓峰、于立勇(1999)以购买力平价和传统货币学说作为基础，构建了一个适用于人民币长期汇率的优化模型。

张晓朴(2000)对国外购买力平价应用研究作了总结和评价，并对1978—1999年中美名义汇率分别用相对购买力平价单变量模型、双变量模型和三变量模型进行了协整分析。结果发现：在单变量和双变量模型中，人民币的汇率变动均不符合购买力平价理论，而三变量模型虽然在计量意义上协整关系成立，但其结果并不令人满意。究其原因，他认为主要是因为：第一，1994年前的人民币汇率由于汇率制度原因而缺乏弹性，由此扭曲了人民币汇率变动与中美物价指数变动之间的关系；第二，中美两国物价指数所包含的商品及其权数差异也是造成中美之间长期购买力平价不成立的主要原因；第三，影响两国的汇率变动因素并非仅限于两国物价指数；第四，人民币汇率存在“超调”现象。

俞乔(2000)使用购买力平价理论对实际汇率进行了定义，并对实际汇率以及我国贸易加权实际汇率指数进行了测算，其主要结论是：人民币贸易加权实际汇率指数自1991年初开始就不断下降，在1993年中期达到最低点后便持续上扬，其中从1994年初双重汇率并轨到1998年上半年这段时间，该指数已从76点上升至110点，上升幅度达到了45%。

徐剑刚、唐国兴(2001)以布雷顿森林体系崩溃后的23个OECD国家货币实际汇率作为研究对象，利用ADF检验和PP检验拒绝了存在单位根的原假设，并进行了群体单位根检验，结果发现长期购买力平价成立。

胡松明、宛圆渊(2001)通过对传统购买力平价理论的多国模型扩展，建立了一个n+1国的购买力平价模型，并运用这个模型对人民币汇率进行了实证分析，检验人民币的汇率是否偏离长期均衡值。最后得出了人民币的长期均衡汇率值存在低估这一结论。

胡援成(2003)采用ADF和EG检验方法对1981—1999年人民币对美元的实际汇率进行了单位根检验和协整检验，分析人民币实际汇率是否满足平稳时间序列，从而判断人民币对美元长期购买力

平价是否成立。检验结果表明:人民币实际汇率为非平稳时间序列,人民币对美元长期购买力平价不能成立。在剔除了物价变动和劳动生产率变动因素后,人民币实际汇率的偏差更大,说明人民币汇率被低估了。

潘英丽(2004)认为人民币面临升值压力的内生性是由内部经济结构失衡和体制刚性造成的,详细分析了造成人民币面临升值压力的内部和外部原因,并测算出人民币购买力平价在2003年的理论值是1美元兑5.63元人民币。

王志强、齐佩金等(2004)采用界限检验方法对人民币汇率购买力平价进行经验分析。通过对人民币对德国马克、港币、日元和美元四种名义汇率的界限检验后发现,1994—2004年人民币对美元和人民币对港币汇率的走势符合购买力平价理论,而人民币对德国马克和人民币对日元汇率不符合购买力平价理论。

温建东(2005)回顾了以生产法、支出法以及其他方法对人民币购买力测算研究的结果,指出现有的研究忽略了中国从计划经济逐步向市场经济转轨的影响,并大多使用双边比较且未计算中外生产率差距对购买力平价的影响,在此基础上提出了PPP的"生产率—市场化"修正模型,进行了三项修正:用多边相对价格变动替代双边价格变动、计算生产率差异、考虑关税减让和税收制度变化的影响,并以1987年为基期,计算了可贸易品的PPP,得到的结论为:除1988—1990年和1996年以外,人民币汇率在1987—2000年期间是低估的,截至2000年低估幅度达到8%。

从上述研究成果可以看出,样本的长时间序列对长期购买力平价是否成立会有显著影响。另外,在使用相对购买力平价模型对汇率失调进行分析时,不同基期的选择会对失调结果产生显著影响,造成失调结果缺乏参考价值。由于现有人民币购买力平价研究基本停留于2005年汇率制度改革前的人民币汇率,在人民币大幅升值的背景下,有必要对人民币汇率是否合理作进一步研究。本书为克服长时间序列问题,选用了1980—2009年的中美、中日、中英、中德季度名义汇率和相对应的CPI季度数据,样本长度达到120期。另外,本书通过名义汇率变动和均衡有效汇率变动的偏离来判断人民币名义

汇率的失调程度,有效解决了不同基期选择对汇率失调结果产生影响的问题。

1.3.2 国外研究概述

国外学者在购买力平价理论框架下运用均衡汇率理论对人民币汇率进行的实证研究并不多。

Kravis(1981)以生产率差异和物价变动法为基础(简称ICP)首次对人民币购买力平价进行研究,得出1975年人民币购买力平价数值为0.65元/美元。

Chou和Shih(1997)利用1978—1994年的中美名义汇率和中美CPI季度数据,首先对相对购买力平价三变量模型进行了检验,结果表明人民币对美元长期购买力平价成立,随后根据相对购买力平价理论计算出了人民币均衡实际汇率,并以此判断人民币汇率失调程度。得到的结论是:1978—1989年间除1986年外其余年份的人民币对美元的官方名义汇率均被高估,1990—1994年间除1993年外人民币对美元的官方名义汇率均被低估。接着,他们又通过对官方汇率和外汇影子价格比较估计后发现,人民币对美元的官方名义汇率在整个20世纪80年代和90年代早期都是被高估的。

Heston(1999)对1999年以前有关人民币购买力平价的研究情况以及购买力平价测算所面临的问题进行了总结。他认为,估算购买力平价的差异源于各个国家间比较项目的统计对象不同。例如,国际比较项目不包括卫生保健、教育和政府服务等三个行业。这三个行业都属于非贸易品行业,故根据国际比较项目得出的人民币购买力平价明显低估了Balassa-Samuelson效应。例如,宾夕法尼亚大学世界表(PWT)将中国实际增长率从9%下调至5%,以反映官方经济统计数据中对增长率的高估(即对通胀率的低估)。

Hussain和Radelet(2000)通过中国主要贸易伙伴的批发物价指数和中国的消费者物价指数之比得到了人民币均衡实际汇率指数,再与实际汇率指数之比构造了一个指数,发现自1990年以来,尤其在亚洲金融危机爆发期间,人民币实际汇率趋于升值。

Chang 和 Shao(2004)依据购买力平价理论测算人民币均衡汇率,结果表明 2001 年和 2003 年人民币对美元名义汇率分别被低估了 20.1% 和 22.5%。

Bosworth(2004)用绝对和相对购买力平价计算了 2004 年度的人民币均衡汇率后发现,若不考虑相关国家在收入水平上的差异,人民币均衡汇率为 1 美元兑 2 元人民币,而相对于 2004 年的中美名义平均汇率,人民币应该升值 4 倍;若考虑人均收入差异,人民币大约被低估 40%。

Frankel(2005)使用购买力平价方法估算后认为:2000—2004 年人民币名义汇率低估约 35%。

1.4　本书的主要研究内容

本书全文安排如图 1-2 所示。

本书第一部分阐述研究人民币均衡有效汇率的背景及其意义,对本书涉及的几个概念进行了界定,随后回顾了探讨人民币汇率是否合理的国内外研究成果。

第二部分为问题缘起,主要回顾了自新中国成立以来所经历的汇率制度改革及人民币对美元名义汇率走势,以此分析实行不同汇率制度对汇率变动的影响。随后分析了人民币可能面临的升值压力,由此引出人民币汇率是否合理的问题。

第三部分详细介绍了传统购买力平价、购买力平价理论及实证研究的发展,为研究人民币汇率是否合理提供理论依据。

第四部分首先对 1980 年第一季度至 2009 年第四季度美元与日元、德国马克(2001 年后由欧元换算)、英镑季度名义汇率的变动率和美国对日、德、英季度相对 CPI 变动率之间的关系进行数据分析,并采用 ADF 检验和协整检验对购买力平价的双变量模型进行实证研究,从而分别判断美元与该三个国家货币长期相对购买力平价是否成立。结果表明:美元与三国货币(都实行浮动汇率制)长期相对

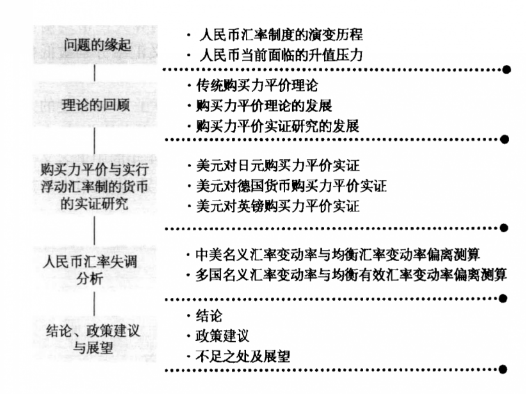


图 1-2　本书研究框架示意图

购买力平价成立。

第五部分在美元与日、德、英三国货币长期相对购买力平价成立的基础上，利用相对购买力平价对 1980 年第一季度至 2009 年第四季度中美均衡汇率变动率（即中美两国相对通货膨胀率变动率）与名义汇率变动率进行比较，得出每季度动态偏离程度和 1980—2009 年累计偏离程度。随后引入多国变量，选择中国与主要贸易伙伴美国、英国、日本、德国，以这四种世界最主要货币所属国各自与中国发生的贸易额占中国与四国的总贸易额比重作为权数，计算出加权的通货膨胀率的变动率，然后求出这一变动率与中国通货膨胀率变动率的相对值，也就是均衡有效汇率变动率；在此基础上，再与中国对四国名义汇率的加权变动率进行比较，得出基于多国变量的每季度动态偏离程度和 1980—2009 年的累计偏离程度。

最后，根据测算结果判断当前人民币汇率是否合理，并提出一些政策建议。然后，指出了本书的不足之处以及对未来研究的展望。

1.5 本书特色及创新点

第一,在实证研究的样本选择方面,本书选择了1980—2009年的美日、美英、美德季度名义汇率和相对应的CPI季度数据,样本长度达120期,样本数量达840个。长时间序列使购买力平价实证检验结果更具有说服力。

第二,在对人民币汇率高估或低估的分析中,本书用名义汇率变动率与均衡有效汇率变动率的动态偏离和累计偏离来判断人民币汇率的失调程度。日本经济学家宫川努、外谷英树和牧野达治(2004)在《首尔经济学杂志》上发表的"Equilibrrium Exchange Rates in Asian Currencies"一文中曾提出以均衡汇率的变动和名义汇率的变动比较得出汇率的偏离,而中国学者在汇率失调研究中极少使用这一方法。该方法在理论上成立,本书将其运用到实践中,对人民币汇率在购买力平价框架内是否合理进行研究。在研究中,运用人民币对美、日、德、英四国的名义汇率变动率和均衡有效汇率的变动率进行比较,较好地避免了寻找合理的汇率基期的困难。研究中涉及的数据多达1 230个。

第二章　问题的缘起

2.1　人民币汇率制度演变历程

1949年1月18日,人民币对美元汇率率先在天津挂牌,从此开创了新中国历经60多年的人民币汇率制度的演变历程。纵观人民币汇率制度的演变历史大致可以划分为:国民经济恢复期(1949—1952年)、计划经济时期(1953—1979年)、改革开放时期(1980年至今)。

2.1.1　国民经济恢复时期

1948年12月1日,中国人民银行成立,并开始发行人民币;1949年1月18日,人民币对美元汇率率先在天津挂牌。上海、广州等交易所用议价制决定汇率。由于新中国成立初期,全国通货膨胀严重,各地区的外汇供求和地区物价水平均有较大的差异,故在1950年4月,国家取消了外汇交易所和议价制,人民币实行全国统一汇率,由中国人民银行统一公布。

在这一时期,人民币实行"独立自主、大力扶持出口、适当照顾侨汇"的汇价政策。人民币汇率由中国人民银行根据该时期国内外的相对物价水平以物价对比法来制定,并随着国内外相对物价水平的变化不断进行调整。

新中国成立初期,国家用汇需求较大,但由于外国的经济封锁、进出口渠道不畅、侨汇汇兑阻塞,造成外汇相对紧缺。为迅速恢复国

民经济,国家建立外汇集中管理制度,人民币汇率的主要作用是调整对外贸易和照顾侨汇收入,制定汇率的主要方法是物价对比法。该时期的人民币汇率制度属于单一浮动汇率制。

2.1.2 计划经济时期

1953年开始,我国实施第一个五年计划,由此开始进入计划经济时代。这一时期的人民币汇率制度分为两个阶段:社会主义建设开始(单一固定汇率制)阶段(1953—1972年)和布雷顿森林体系崩溃之后以一篮子货币计算的单一浮动汇率制阶段(1973—1979年)。

第一阶段:社会主义建设开始阶段。

这一时期西方国家的汇率制度大多是在布雷顿森林体系下的固定汇率制度,汇率保持相对固定。为维持人民币汇率稳定,我国实行单一固定汇率制。实际上,这时的人民币汇率既不钉住苏联卢布,也不钉住美元,而是钉住英镑。换算成人民币对美元汇率,在1953—1972年的20年间,人民币对美元汇率基本保持在1美元兑2.46元人民币(见图2-1)。1967年,英国宣布英镑贬值14.3%,人民币对英镑的汇率调整至1英镑兑5.908元人民币。这一时期,人民币汇率对进出口贸易不再具有调节作用,人民币汇率成为内部核算和编制进出口计划的工具。

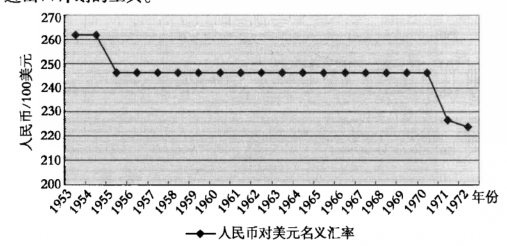


图2-1 1953—1972年人民币对美元名义汇率走势图

数据来源:中国统计年鉴。

第二阶段:布雷顿森林体系崩溃之后以一篮子货币计算的单一浮动汇率制阶段。

1973—1979 年处于一个复杂的历史阶段。首先,国际社会经济危机爆发直接导致布雷顿森林体系崩溃,西方国家普遍实行了浮动汇率制,各国货币汇率变动频繁。其次,从国内环境来看,这一时期的中国正处在 10 年"文化大革命"的动荡时期,社会生产力、贸易、经济等受到沉重打击。在这一阶段的后四年,中国的国民经济开始进入全面复苏阶段。

面对这种形势,我国政府已经开始意识到人民币汇率在经济和对外贸易中的重要性,对人民币汇率改革制定了相应的方针:(1)坚持人民币汇率相对稳定的方针,在一定的幅度内,人民币汇率不随西方国家货币浮动;(2)人民币汇率的确定要有利于对外贸易的发展;(3)参照外汇市场行情适当调整人民币汇率,特别是当西方国家主要货币汇率浮动达到一定程度时,应适当调整人民币汇率。根据上述方针,我国于 1973 年将人民币汇率原则上从实行"单一固定汇率制"改为"钉住货币篮子的汇率制度"。

面对国际、国内经济和政治的动荡不安,1973—1980 年人民币对美元平均汇率保持稳中有升的态势。从图 2-2 中可以看出,人民币汇率从 1972 年的 1 美元兑 2.245 元人民币逐步上升到了 1979 年年底的 1 美元兑 1.4984 元人民币,累计升值幅度达到 42%。

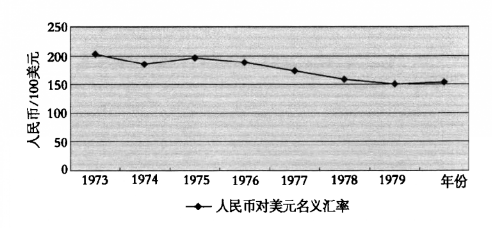


图 2-2 1973—1979 年人民币对美元名义汇率走势图

数据来源:中国统计年鉴。

2.1.3 改革开放时期

这一时期大致可以分为四个阶段:第一阶段为人民币贸易内部结算价和官方汇率并存的双重汇率阶段(1980—1984年);第二阶段为官方汇率与外汇调剂汇率并存时期(1985—1993年);第三阶段为纠正双轨汇率制,对我国汇率制度进行重大改革,实行有管理的浮动汇率制(1994年至2005年7月);第四阶段为以市场供求为基础的,参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度(2005年7月21日至今)。

第一阶段:人民币贸易内部结算价和官方汇率并存的双重汇率阶段。

新中国成立后的计划经济体制下,我国长期实行单一汇率,对进出口贸易的结算和非贸易外汇的兑换都使用同一汇率。到20世纪70年代,这种汇率制度遇到的问题是:要增加资源、鼓励出口、加大创汇力度,就应让人民币贬值;而要改变非贸易外汇兑换不合理的情况,增加旅游及其他非贸易外汇的收入,就应让人民币升值。当时人民币汇率存在高估,意味着出口企业越出口损失越多,进口企业越进口越赚钱,这显然与我国改革开放中鼓励出口、加大创汇的方针不符。为了改变这种状况,贯彻扶持出口、增加外汇储备的贸易政策,则必须使贸易汇价符合贸易的实际情况。国务院于1979年8月决定改革人民币汇率制度,从1981年起,除非贸易结算继续使用官方汇率外,另外指定贸易外汇内部结算汇率。内部结算汇率是根据当时的出口换汇成本加10%利润来确定,定为1美元兑2.8元人民币。

尽管这期间出口换汇成本逐年上升,但内部结算汇率并没有变动;而非贸易的官方汇率还是继续采用原有的一篮子货币加权平均计算方法调整。对贸易和非贸易品实行不同的汇率在当时对鼓励出口和非贸易活动起到了一定作用,但双重汇率在外汇核算和管理上出现了混乱,这也受到包括IMF和国际社会多个国家的批评,要求中国政府改变汇率制度。同时,由于当时美国里根政府上台后推行了扩大财政赤字、通货紧缩和高利率的经济政策,美元在这一时期持续

升值,由1980年初的1美元兑1.5元人民币调至1984年底的1美元兑2.8元人民币(见图2-3),美元对人民币大幅升值,已经与贸易内部结算汇率1美元兑2.8元人民币相同,故从1985年起中国政府取消外汇内部结算价,实行单一的固定汇率1美元兑2.8元人民币。

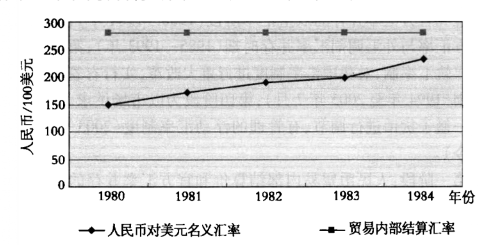


图2-3　1980—1984年人民币对美元名义汇率与内部结算汇率走势图

数据来源:中国统计年鉴。

第二阶段:官方汇率与外汇调剂汇率并存时期。

1985年1月1日起,我国取消贸易内部结算价,人民币汇率进入官方汇率与外汇调剂市场汇率并存时期。1985—1993年,人民币继续了前一时期持续疲软的态势,人民币对美元由1985年第一季度平均汇率1美元兑2.83元人民币下降至1993年第四季度的1美元兑5.79元人民币,人民币贬值约49%(见图2-4)。人民币的大幅贬值在一定意义上可以理解为对以往人民币高估的清算,同时也表明了中国的货币当局开始重视人民币在对外经济活动中的调节作用。

为鼓励外贸出口,我国从1980年开始实行外贸创汇留成制度。出口企业可以将一定比例的创汇留存在公司的账户中,不必将创汇全部出售给中央银行。当时我国的外汇储备极其有限,在人民币汇率高估没有得到有效纠正的情况下,外汇成了紧俏商品。国家允许外贸企业留存一部分创汇,实质上是为了鼓励出口而对外贸企业的一种补贴。外贸创汇留成制度实施后,第二年国家开办了外汇调剂业务,即有外汇留成额度的企业在暂时没有用汇需求的时候将额度

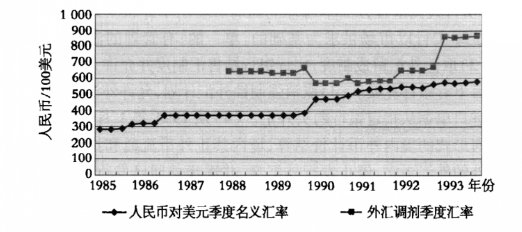


图 2-4 1985—1993 年人民币对美元季度名义汇率与季度外汇调剂汇率走势图

数据来源:中国金融统计年鉴。

有偿地让渡给需要外汇的企业。但 1988 年之前的调剂市场交易较少,汇率受到市场调节的作用不大。1988 年,我国外贸体制进行了重大的改革,外贸企业开始推行承包责任制。1991 年,外贸由补贴机制转向自负盈亏机制,取消财政补贴。虽然人民币官方汇率经过 1981—1990 年汇率制度的改革,几次大幅下调,但由于这一时期的高额通货膨胀在一定程度上抵消了人民币汇率的下调,单靠官方汇率难以解决外贸核算问题。从 1988 年 3 月起,各地设立了专门从事外汇调剂业务的调剂中心并公布调剂汇率。从此,人民币正式实施汇率双轨制:计划牌价和调剂价格并存,二者之差是外汇留存额度的价格。外汇调剂市场对人民币汇率市场化是一种十分有用的过渡机制,但也引发了许多问题,例如对准入资格和价格的限制,从而引致对外汇汇率的随机性影响,各地方政府总是通过行政手段阻碍各地区间的外汇交流等。

第三阶段:纠正双轨汇率制,对我国汇率制度进行重大改革,实行有管理的浮动汇率制。

为了纠正汇率双轨制所引发的一系列问题,1993 年 12 月 28 日国务院发布了《加快外汇管理体制改革的通知》,同月 29 日中国人民银行公布了《关于进一步改革外汇管理体制的公告》,宣布从 1994 年 1 月 1 日起,对我国外汇管理体制作如下改革:(1)从 1994 年 1 月 1

日起,实行人民币官方汇率与外汇调剂市场汇率并轨。并轨后的人民币汇率实行以市场供求为基础的、单一的、有管理的浮动汇率制度。(2)取消外汇留成制度,实行银行结售汇制度并允许人民币在经常项目下有条件兑换。(3)取消强制性外汇计划,允许外汇使用者凭有效进口单据从指定银行购买外汇。(4)从1994年1月1日起,取消任何形式的境内外币计价结算,境内禁止外币流通和指定金融机构以外的外汇买卖,停止发行外汇券,并逐步兑回已发行的外汇券,从1995年1月1日起外汇券停止流通。(5)建立中国外汇市场。实行银行结售汇制度后,1994年4月1日在上海建立了中国外汇交易中心,连接客户与外汇指定银行之间、外汇指定银行与外汇指定银行之间、中央银行与外汇指定银行之间三方面的交易行为,形成全国统一的银行间外汇交易市场,为各外汇指定银行相互间调剂余缺和清算服务。

1994年外汇管理体制改革的创新之处在于确立了统一的汇率、浮动汇率制度和经常账户可兑换制度。改革后,以1993年底外汇调剂市场汇率1美元兑8.72元人民币作为全国统一市场汇率。这与1993年底的官方名义汇率1美元兑5.7元人民币相比,人民币贬值了34.6%(如图2-5)。1994年4月1日,中国外汇交易中心在上海成立,银行间的外汇交易统一由中心进行。1996年12月1日,我国宣布实施人民币经常项目可兑换制度,名义汇率开始了缓慢的升值过程,1996年第四季度到1998年第一季度,人民币名义汇率升值约4.5%。1997年亚洲金融危机开始至2005年,人民币季度平均汇率基本稳定在100美元兑827元人民币左右。从本质上说,这个阶段仍然是钉住美元的固定汇率制度,在这种制度下,人民币对美元汇率保持了长期的稳定,人民币与其他主要国家货币的汇率则跟随美元的波动而波动。

第四阶段:以市场供求为基础的,参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度。

1994年后,我国实行了钉住美元的有管理的浮动汇率制度,实际上是钉住美元的固定汇率制度。这一外汇管理制度促进了出口贸易,也避免了中国经济受到1997年亚洲金融危机的冲击。亚洲金融

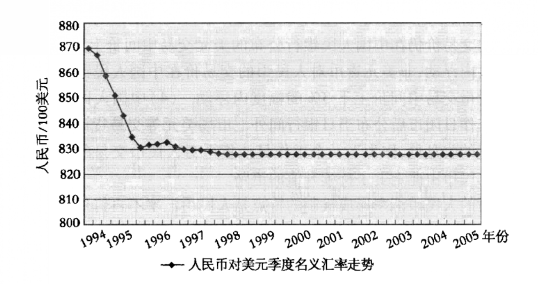


图 2-5 1994—2005 年人民币对美元季度名义汇率走势图

数据来源：中国银行网站，www.boc.cn。

危机后人民币采取不贬值的策略，保持了人民币汇率的相对稳定。但在经济发展取得巨大进步的同时，长期保持汇率不变也带来了诸多问题，主要表现在：第一，对外贸易不平衡加剧。2000 年后我国经常项目和资本项目双顺差持续扩大，加剧国际收支失衡。第二，与我国出口的快速增长相比，国内需求相对不足。出口商品技术含量低，国际竞争力不足。第三，外汇储备大量增加，带来对冲操作压力，货币政策的独立性受到冲击。外贸不平衡的加剧，也引起西方发达国家的担忧。它们认为人民币汇率太低造成中国商品大量出口，以致本国的企业倒闭，失业率增加。西方国家纷纷对中国政府施加压力，要求人民币升值。2005 年 4 月，美国参议员查尔斯·舒默和林赛·格兰厄姆提出议案，要用立法形式迫使人民币在半年内升值 27.5%。

为了缓解这些问题，2005 年 7 月 21 日以来，我国调整了人民币汇率形成机制和汇率水平。具体改革举措是人民币小幅升值，由单一钉住美元的汇率制度改为参考一篮子货币的有管理的浮动汇率制度。包括：(1)2005 年 7 月 21 日起，我国开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度。(2)2005年 7 月 21 日起，美元对人民币汇率调整为 1 美元兑 8.11 元人民币，升值大约 2.11%，作为次日银行间外汇市场上外汇指定银行之间交易

的中间价。(3)2005年9月23日起,每日银行间外汇市场美元对人民币的交易价仍在中国人民银行公布的美元交易中间价上下1.5%的幅度内浮动,非美元货币对人民币的交易价在中国人民银行公布的该货币交易中间价上下3%的幅度内浮动。(4)中国人民银行于每个工作日闭市后公布当日银行间外汇市场美元等交易货币对人民币汇率的收盘价,作为下一个工作日该货币对人民币交易的中间价格。人民币由此走上了持续升值的道路。

新的人民币汇率形成机制的特点是人民币汇率不再钉住单一美元,而是按照我国对外经济发展的实际情况,选择若干种主要货币,赋予相应的权重组成一篮子货币。同时根据国内外经济金融形势,以市场供求为基础,参考一篮子货币计算人民币多边汇率指数的变化,对人民币汇率进行管理和调节,维持人民币汇率在合理均衡水平上的基本稳定。改革使得人民币可以更加灵敏地反映市场供求变化,更加富有弹性。人民币汇率从2005年7月22日的8.11逐步升至2007年第四季度的7.42(见图2-6)。随后,又继续升值到2008年第四季度的6.82左右。

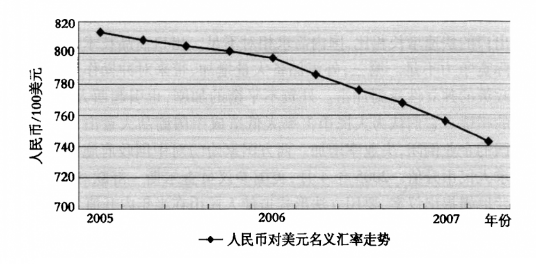


图2-6　2005年第三季度至2007年第四季度人民币对美元季度名义汇率走势图

数据来源:中国银行网站,www.boc.cn。

由美国的次贷危机引发的全球金融危机爆发后,外国对中国商品的需求一度减少,贸易失衡问题得到缓解,人民币的升值步伐也一

度停止。但从2010年开始,随着金融危机的影响逐步减弱,贸易失衡又有所加剧,人民币从2010年6月19日起重新开始升值过程。截至2010年年末,人民币汇率升值到1美元兑6.64元附近。

2.2 人民币汇率可能面临升值压力

对人民币升值的主要压力进行归纳后发现:当前人民币升值的外部压力主要来自全球经济失衡、中国贸易顺差的持续扩大、外汇储备高速增长以及国际热钱的涌入。下面将对这四点人民币主要升值压力进行分析。

2.2.1 全球经济失衡

当前人民币升值的外部压力主要来自全球经济失衡。美国经常项目赤字近年来迅速上升,美国财政部2008年9月公布的数据显示,在截至8月底的本财政年度的前11个月里,美国政府财政赤字高达4 834亿美元,创历史同期最高纪录,同比增加76.2%,预计约占美国GDP的2.9%。美国政府面对巨额的财政赤字,选择通过美元贬值来缓解经常项目赤字,而全球范围的经济失衡也由此加大。在此背景下,美元对欧元汇率从2008年年初的1欧元兑1.4589美元下降到3月底的1欧元兑1.5789美元,下跌幅度为8.23%;同一时期美元对日元汇率从1美元兑111.33日元下跌为1美元兑99.72日元,下跌水平为10.43%;美元对英镑汇率保持基本稳定;美元对瑞士法郎汇率同期从1美元兑1.1335瑞士法郎下跌为1美元兑0.9927瑞士法郎,下跌幅度为12.42%。美元对加元、澳元以及新西兰元汇率下跌幅度分别为2.99%、4.24%和2.47%。美国在2008年第一季度对世界主要经济体货币贬值幅度非常大。2008年3月21日前一个季度和前一个月,美元指数分别贬值6.48%和3.83%;相比2007年11月和2008年1月,美元名义有效汇率贬值幅度则分

别为0.64%和0.77%。美元大幅贬值已成为全球经济失衡的主要表现。人民币作为亚洲最主要的经济体货币之一,2008年第一季度相对美元升值约为4.2%,相对于2005年7月21日汇改时升值幅度约为15%,但由于中国实行长达10年的实质上的钉住美元的固定汇率制,所以西方发达国家普遍认为人民币升值幅度未达到缓解全球经济失衡的要求。人民币汇率面对全球经济失衡的压力。

2.2.2 中国国际收支顺差的持续扩大

国际收支变化是决定人民币汇率的重要因素,它反映了外汇市场供给变化对人民币汇率的影响。如果国际收支盈余,外汇市场外币供给将增加,外币将贬值,人民币将升值;如果国际收支恶化,外汇供给将下降,人民币会面临贬值压力。长期以来,我国的贸易项目和资本项目双顺差,人民币也保持升值的趋势。若我国国际收支盈余下降,人民币升值压力将减弱,汇率双向变动可能性会增加。根据中国国家统计局所提供的国际项目收支表资料,中国从2000年年末至2007年年末,经常项目顺差和资本项目逆差不断增加(见表2-1)。

表2-1 2000—2007年中国国际收支项目

项目 \ 年份	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
经常项目差额	205	174	354	459	687	1 608	2 533	3 718
贸易和服务	289	281	374	361	493	1 248	2 089	3 075
资本和金融项目差额	19	348	323	527	1 107	630	666	735
外国在华直接投资	408	486	527	535	549	791	781	1 384
外汇储备	1 656	2 122	2 864	4 032	6 099	8 189	10 663	15 282

数据来源:中国国家外汇管理局收支平衡表。

其中,2007年经常项目差额相对2000年增长了约18倍。截至2007年,相对于汇改前的2005年,经常项目差额增长了2.3倍。经常项目顺差的高速增长与我国多年的出口导向型经济发展战略有

关。但巨大的经常贸易和资本项目双顺差加大了国际间贸易和经济的摩擦,形成了人民币升值的压力。

2.2.3 外汇储备持续增加

外汇储备是指一国中央银行拥有国际储备货币的总和。从理论上讲,任何可用作国际清偿的流动性资产和债权都有可能成为国际储备货币,目前有美元、欧元、日元和英镑能充当国际储备货币。其中,美元计价资产占全球储备的比重最高。外汇储备的主要作用有:(1)调节国际收支,保证对外支付;(2)干预外汇市场,稳定本币汇率;(3)维护国际信誉,提高对外融资能力;(4)增强综合国力和抵抗风险的能力。

一国外汇储备的增加表明该国货币在外汇市场上的需求大于供给,本国货币具有升值的压力。中国外汇储备(不含港澳台)的主要组成部分是美元资产,其主要持有形式是美国国债和企业债券。中国的外汇储备在2000—2007年间高速增长,2006年2月底中国内地的外汇储备总额为8 537亿美元(不包括港澳的外汇储备),首次超过日本,位居全球第一。2007年央行公布的数据显示,2007年第一季度中国外汇储备增加1 357亿美元,同比多增795亿美元,一季度的外汇储备增加额已经接近2006年全年外汇储备增加额的55%。截至2007年,中国外汇储备余额达12 020亿美元,同比增长37.36%。截至2007年末,中国的外汇储备已经增加到1.656万亿美元(见表2-1),比东北亚其他国家和地区外汇储备的总和还多。到2010年底,外汇储备更是超过2.7万亿美元。高额的外汇储备使人民币只有一种抉择,在有管理的浮动汇率制下,人民币却只有继续“钉住美元”才不会遭受损失。否则,美元贬值而人民币升值,中国持有的美元资产必将遭受贬值损失。这就等于中国用真金白银去换美国的名义上等价实际上有贬值危险的纸币,而美国得到的收益正是中国的损失。因此,对外要保持人民币汇率基本稳定。另一方面,尽管外汇储备不断增长,但我国的强制结售汇制度,并不能反映外汇市场的真正供求。我国外汇市场上最大的买家——中央银行——随着

购买大量外汇也发放了大量的本币,增加了通货膨胀的压力。为避免剧烈的通货膨胀,中央银行不得不使用各种货币工具回笼本币。由此可见,人民币似乎陷入了一个对外有着升值预期而对内却受贬值压力的怪圈。

2.2.4 大规模国际热钱的涌入

热钱(Hot Money),又称游资(Refugee Capital),或叫投机性短期资本,指为追求最高报酬及最低风险而在国际金融市场上迅速流动的短期投机性资金。国际间短期资金的投机性移动主要是为了逃避政治风险,追求汇率变动、重要商品价格变动或国际有价证券价格变动的利益。它的最大特点就是短期、套利和投机。

2008 年 6 月 25 日,中国社会科学院世界政治与经济研究所专家张明发表的一份报告称,在一定的经济学模型假设下,流入中国的热钱规模已达惊人的 1.75 万亿美元。这一数字大约相当于截至 2008 年 3 月底的中国外汇储备存量的 104%[①]。中国国家外汇管理局对这个数字产生了一定的质疑。当然,热钱有很多种估算方法,一般也很难做到精确的统计,也从未由官方公布过相应的数字。但大量异常资金涌入中国是不争的事实,这种情况在 2005 年汇改后尤为突出,大量外来短期资金在人民币升值预期下,以经常项目、资本项目和地下钱庄等多种渠道转移入中国;以各种身份(房地产投资基金、股权投资基金、风险投资基金)使钱涌入中国,在房地产市场、收购与兼并市场、股票市场上大肆炒作,获得巨大超额报酬。这些全球流动的资本流进中国,持续推高中国的外汇积累,进一步造成人民币低估的现象,推动更多的外资流入。而资本持续流入造成外汇储备增加,又提高了人们对人民币升值的预期,由此让更多的资本进入了循环,全球过剩资本在现代科技和全球化的推动下,加速流入中国,使人民币遭遇空前的升值压力。

---

① 资料来源:finance. sina. com. cn。

第三章 购买力平价理论及实证研究回顾

在长期均衡汇率形成的理论中，最著名的是购买力平价理论。本书也是以购买力平价理论作为基础，因此有必要对购买力平价理论进行详细的介绍。本章第一节详细介绍传统的购买力平价理论研究，第二节将进一步介绍购买力平价理论的发展，第三节将对购买力平价实证研究的发展进行介绍。

3.1 传统购买力平价理论

传统购买力平价的基本思想是：汇率是由两国货币的购买力所决定的，一国的购买力又是由其国内的价格水平所决定的。这一思想由瑞典经济学家卡塞尔（G. Cassel）首次系统阐述。卡塞尔在 1922 年出版的《1914 年以后的货币和外汇》一书中认为，不同国家的货币若换算成同样的单位来度量，当所能购买到的商品和服务同样多时，两国货币的均衡汇率水平就被决定了，通货膨胀和价格水平的差异决定了两国的名义汇率。卡塞尔使用"购买力平价"（purchasing power parity，PPP）这一术语简洁明了地阐述了汇率和价格的关系，奠定了购买力平价理论在汇率理论中的基础地位。

3.1.1 购买力平价理论的前提——一价定律

购买力平价理论的基础和前提是一价定律。一价定律是指：同

一种商品(或资产)在世界各地的价格是一致的,即同一商品在各国以不同货币标识的价格经换算后应该是相同的,否则就会产生国与国之间的商品套利行为,而这种套利行为将会使商品的国际流动加剧,并最终消除同一商品在各国间的价格差异。其隐含的假设条件是:没有交易成本、没有贸易壁垒、商品是同质的、市场信息是完全的、投资者是理性的(即在风险既定的条件下追求利润最大化)。

在充分竞争的市场环境中,价格是资源配置的杠杆,是市场实现均衡的动力,如果同一商品在不同地区的价格不等而出现非均衡状态,则投资者的套利行为(或是投机行为)将使供求关系发生变动,直到价格趋同,均衡恢复。一价定律是微观经济学和宏观经济学中均衡分析的一个隐含假定,也是汇率决定理论中的一个分析起点。

3.1.2 绝对购买力平价

根据绝对购买力平价(absolute PPP)的观点,一国之所以需要外国货币是因为它可用于购买外国的商品、技术或劳务;反之,外国接受本国货币是因为它可以在本国购买商品、技术或劳务。因此,以本国货币交换外国货币,其实质就是用本国的购买力去交换外国的购买力,而汇率反映的就是两国货币在各自的国家里所具有的购买力对比。

在通常情况下,一国货币购买力的大小是通过该国物价水平的高低反映出来的(购买力指数是某一时期物价指数的倒数),因此,基于绝对购买力平价之上的两国货币的汇率可用两国物价水平的对比来表示,即:

$$R = \frac{P_A}{P_B} \tag{3.1}$$

绝对购买力平价有一个暗含的假设,即在国与国之间进行的商品套购(commodities arbitrage)活动能使同类、同质的商品具有等值的价格,从而使"一价定律"能够实现或得以维持。商品套购活动是使"一价定律"得以实现或维持的内在市场调节机制,是有关国家的货币保持绝对购买力平价关系的基础。

3.1.3　相对购买力平价

相对购买力平价(relative PPP)认为,在纸币流通的条件下,随着时间的推移,各国经济状况必然会发生各种变化,有关国家的货币购买力也随之出现增减,而汇率的变动正是要反映两国货币的购买力(由物价水平来代表)在某一时期所出现的或将要出现的相对变动情况。用相对购买力平价的公式表示为:

$$R_e = \frac{\dfrac{dP_A^1}{P_A^0}}{\dfrac{dP_B^1}{P_B^0}} \times R \qquad (3.2)$$

其中:R_e 为新的均衡汇率;R 为原来的汇率水平;P 为物价指数;上标号 0 和 1 为统计的基期和下一期;下标号 A 和 B 表示两个国家。

相对购买力平价理论也可以用外汇供求关系的变化来描述(图 3-1)。

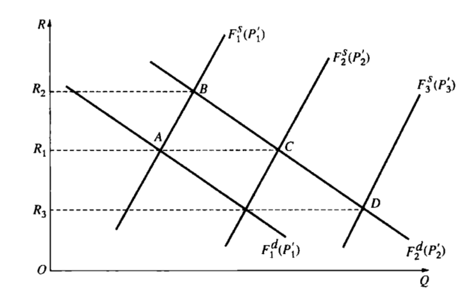


图 3-1　通货膨胀率差异与相对购买力平价关系

如图 3-1 所示的外汇供给曲线(F^s)和外汇需求曲线(F^d)是在给定外国与本国的物价水平后画出的。最初的均衡点在 F_1^s 和 F_1^d 两条

曲线的交点 A 上,均衡汇率为 R_1。假定本国发生了通货膨胀,而国外的物价水平则保持不变。上涨后的国内物价水平(P_2)增大了本国居民对外汇的需求,新的需求曲线为 F_2^d,新的均衡点为 B,均衡汇率上升至 R_2。再假设外国的物价指数也在上涨,这使得本国的出口商品在国际市场上的竞争地位加强了,外汇供给因此有所增加,供给曲线从 F_1^s 移至 F_2^s。在国内外通货膨胀率相等的情况下(即 $P_2 = P_2'$),新的均衡点是 C,汇率维持不变,仍为 R_1。但假如外国的通货膨胀甚于本国(即 $P_2' > P_2$),这时,外汇供给曲线向右下方移动的水平距离更大,至 F_3^s。新的均衡点 D 意味着:尽管本国发生了通货膨胀,但由于其幅度小于外国物价的上涨幅度,所以本币反而升值,均衡汇率降至 R_3。

3.2 购买力平价理论的发展

3.2.1 工资成本汇率理论对购买力平价理论的扩展

在购买力平价理论中,商品价格包含贸易商品和非贸易商品的价格,对于大量的非贸易商品来说,不能够通过国与国之间的商品套利来使“一价定律”成立。所以,购买力平价理论中的非贸易商品与汇率没有直接的联系,从而使实际汇率与购买力平价出现系统性偏差。为了解决这个问题,Balassa(1946)和 Samuelson(1964)从生产率和工资成本等影响商品、劳务价格的因素出发来分析两国相对价格水平的变化,提出了工资成本汇率理论,又被称作“Balassa-Samuelson 命题”。以下笔者将通过该命题的一系列假定来对其作一介绍:

假定1:两国生产的商品和劳务从总体上可以分为能参与国际交易的可贸易品和不能参与国际交易的非贸易品,而且两国贸易品占全部商品和劳务的权重(即贸易品权重)相同,则有:

$$P = \alpha P_i + (1 - \alpha) P_j \tag{3.3}$$

$$P' = \alpha P_i' + (1-\alpha)P_j' \qquad (3.4)$$

其中:$\alpha < 1$ 为贸易权数;P_i 为贸易品价格;P_j 为非贸易品价格;上标“′”表示相应的外国变量。上两式表示本国和外国的价格是由贸易品价格和非贸易品价格两部分组成的。

假定2:汇率是由两国间的贸易品购买力平价所决定的,则有:

$$E = P_i / P_i' \qquad (3.5)$$

由前三式得:

$$E = (P/P')[\alpha + (1-\alpha)P_j'/P_i'] / [\alpha + (1-\alpha)P_j/P_i] \qquad (3.6)$$

公式(3.6)即为扩展的购买力平价条件,当 $\alpha = 1$ 时,$E = P/P'$,表示全部商品和劳务的绝对购买力平价关系。公式(3.6)后半部分表示外贸依存度在汇率平价中的作用。

假定3:价格由工资和劳动生产率决定,劳动力在国内可以自由流动,国内各部门工资是均等的,但工资在国内外之间存在差异,表示为:

$$P = (1+b)W/Z \qquad (3.7)$$

$$P' = (1+b')W'/Z' \qquad (3.8)$$

其中:b 为成本加成率;W 为工资;Z 为劳动生产率;上标“′”表示相应的外国变量。将上述两式按平价条件 $E = P_i/P_i'$ 扩展后,取对数并对时间求导得:

$$e = (b - b') + (w - w') - (k - k') \qquad (3.9)$$

其中:e 为汇率变动率;w、w' 为本国和外国工资率的变动率;k、k' 为本国和外国劳动生产率的变动率。公式(3.9)即表示工资成本汇率理论,其具体含义为:汇率的变动决定于两国相对工资率和劳动生产率的变动率,在其他条件不变的情况下,本国工资水平的上升将使本币贬值;本国劳动生产率的提高将使本币升值。

假定4:相比较发展中国家而言,发达国家的劳动生产率在贸易品部门相对较高,在非贸易品部门相对平稳。若以 i 表示贸易品部门,j 表示非贸易部门,上标“′”表示发达国家的相应变量,则有:

$$Z_j = Z_j',\ Z_i' > Z_i \qquad (3.10)$$

通过前述公式的代换可得:

$$P_j'/P_i' > P_j/P_i \qquad (3.11)$$

公式(3.11)表明:发达国家非贸易品价格与贸易品价格之比,要高于发展中国家非贸易品与贸易品价格之比,发达国家在计算购买力平价的一般价格水平中包含有较高的非贸易品价格,因此,发达国家货币名义汇率存在着高估现象;反之,发展中国家货币名义汇率存在着低估现象(高志红、侯杰,2006)。

3.2.2 货币市场均衡理论对购买力平价理论的扩展

弹性价格货币模型是由 Mundell 和 Johnson 在 1975 年瑞典斯德哥尔摩召开的关于“浮动汇率与稳定政策”的国际研讨会上提出来的。该模型在购买力平价理论基础上,融入了开放经济条件下的货币市场均衡理论来分析汇率的决定因素。模型的重要假设为:(1)商品价格在长期内具有完全弹性;也就是说,当货币供给量变动时,会引起价格水平的迅速调整,而利率和实际国民收入与货币供给无关,从而不会由于利率水平的降低而进一步影响产出。(2)长期购买力平价条件成立。(3)本国和外国资产完全替代,两国利率为内生变量;同时,对广义货币模型中的两国利率作了技术处理,不再是原来的自然对数,而是利率本身。(4)资本在国与国之间完全自由流动,不受任何限制。

下面,我们来介绍该理论的基本推导过程。

设:E 为直接标价法下的即期汇率;P 为本国价格;S 为名义货币供给;D 为实际货币需求;Y 为产出水平;R 为本国利率;上标号“′”表示相应外国变量;k、n 为参数;$0<k<1$,$0<n<1$。弹性价格模型由下列方程组构成:

$$E = P/P' \tag{3.12}$$

$$S/P = D \tag{3.13}$$

$$D = RY - nR \tag{3.14}$$

$$S'/P' = D' \tag{3.15}$$

$$L' = k'Y' - n'R' \tag{3.16}$$

公式(3.12)说明长期购买力平价条件成立;公式(3.13)说明本国货币市场均衡;公式(3.14)是本国货币需求方程,货币需求与产出

呈正相关关系，与利率呈负相关；公式（3.15）说明外国货币市场均衡；公式（3.16）是外国货币需求方程。迭代公式（3.12）至公式（3.16）可得：

$$E = (S/S')[k'Y' - n'R']/(kY - nR) \quad (3.17)$$

公式（3.17）是弹性货币分析法的基本方程，它说明：两国货币的汇率从长期来看完全取决于两种货币的相对供给量和相对实际需求量，利率和国内产出的变化只有通过影响货币需求才会使汇率发生变动，具体分析如下：第一，本国相对货币供给 S 的持续增加，将导致直接标价法下的即期汇率 E 的上升，这就意味着本币贬值。第二，本国产出 Y 相对增加，若货币供给量相对不变，本国长期价格水平将会下降，这将导致直接标价法下的即期汇率 E 下降，本币升值。第三，本国利率 R 相对上升，实际货币需求 D 将会下降，本国价格水平将上升，使直接标价法下的即期汇率 E 上升，本币贬值。需要注意的是：在利率平价条件下，本国利率 R 相对上升，套利资金将流入，本币即期需求上升，则本币即期升值。所以，在对利率变化如何影响汇率作出判断前，必须知道利率变化的原因。在货币分析法中，价格在长期中是充分弹性的，预期通货膨胀率上升，该国所有商品和资产的价格都会上升，商品价格 P 的上升和资产价格——利率的上升是同步的，这就是著名的费雪效应，该理论解释了本国商品价格、本国资产价格——利率和外国资产的本国价格——汇率是同步升降的。而利率平价条件只是短期分析，价格短期中不作调整，本国利率上升必然带来本币升值（赵登峰，2006）。

3.2.3 动态购买力平价理论对购买力平价理论的扩展

定义一个国家（或地区）的相对价格水平 K 为：

$$K = \frac{\text{汇率（1 单位国际货币折合本币数）}}{\text{购买力平价（1 单位国际货币折合本币数）}} = \frac{\text{PPP 法计算的人均 GNP（国际货币单位）}}{\text{汇率法计算的人均 GNP（国际货币单位）}}$$

若动态购买力平价成立，则其含义为“相对价格水平趋近于1，

或者围绕1作上下波动”。下面,我们来讨论动态购买力平价理论的前提条件和证明过程。

如果没有关税和非关税壁垒,且运输、保险等一切费用为零,则“一价定律”对可贸易品自然成立。由于关税常常是按价征收,运输费用也常常与装运商品的价值相关,保险费与价格之间也存在一定的固定比例,所以我们可以认为整个可贸易品的交易成本与交易商品价格是成比例关系的。

设 P 为A国的一般物价水平,P_T 为A国的可贸易品价格,P_N 为A国的不可贸易品价格,α 表示不可贸易品在A国消费中所占的比重;用 P^* 表示国际上一般物价水平,P_T^* 表示国际上可贸易品价格,P_N^* 表示国际上不可贸易品价格,β 表示不可贸易品在国际消费中所占比重。假定在加入交易成本后A国的可贸易品价格与国际上可贸易品价格相等,则:

$$H \times P_T = S \times P_T^* \tag{3.18}$$

其中:H 表示国际贸易行为中单位商品交易成本;S 为1单位国际货币折合A国货币数。将A国和国际上一般物价水平分别分解为:

$$P = \alpha P_N + (1-\alpha) P_T$$

$$P^* = \beta P_N^* + (1-\beta) P_T^*$$

A国货币对国际货币的购买力平价(1单位国际货币折合A国货币数)可以分解为:

$$\frac{P}{P^*} = \frac{\alpha P_N + (1-\alpha)P_T}{\beta P_N^* + (1-\beta)P_T^*} = \frac{P_T}{P_T^*} \times \frac{\alpha(P_N/P_T) + (1-\alpha)}{\beta(P_N^*/P_T^*) + (1-\beta)} \tag{3.19}$$

把(3.18)式代入(3.19)式得:

$$\frac{P}{P^*} = \frac{S}{H} \times \frac{\alpha(P_N/P_T) + (1-\alpha)}{\beta(P_N^*/P_T^*) + (1-\beta)} \tag{3.20}$$

从而可解出A国货币对国际货币的均衡汇率 S 为:

$$S = \frac{H \times P}{P^*} \times \frac{1 + \beta(P_N^*/P_T^* - 1)}{1 + \alpha(P_N/P_T - 1)} \tag{3.21}$$

其中:$\left(\frac{P}{P^*}\right)$ 为购买力平价因子。为了消除物价变动对均衡汇率的影响,我们引入实际均衡汇率 Q,实际均衡汇率的定义是:$Q = S \times \frac{P^*}{P}$,

若 $Q=1$,则绝对购买力平价理论成立,即汇率等于购买力。利用公式(3.21)求得 Q 为:

$$Q=H\times\frac{1+\beta(P_N^*/P_T^*-1)}{1+\alpha(P_N/P_T-1)} \tag{3.22}$$

其中:H 取决于国际贸易环境;后一因子的分子取决于国际上的消费结构和价格结构,是基本稳定的;后一因子的分母取决于 A 国的经济状况,是可变的。若后一因子分母数值增大,则会导致 A 国实际均衡汇率升值。由于$\frac{P_N}{P_T}$的大小与人均收入存在正比关系,且对一般国家而言,都有$\frac{P_N}{P_T}>1$,因此我们可以得出如下两点结论:

(1) 若 A 国经济持续快速增长(增长率高于国际平均水平),则会导致 A 国货币的实际均衡汇率升值(相对于国际货币而言)。

(2) 若 A 国经济增长率与国际平均水平相同,但不可贸易品占消费品比重(a)上升,则也会导致 A 国货币的实际均衡汇率升值。

由于经济快速增长,人均收入的增加,经常伴随着不可贸易品占消费品的比重上升,所以上述两点又可归纳为:A 国经济快速增长会导致 A 国货币实际均衡汇率的升值。

现代经济理论建立在市场经济条件下,所以市场经济制度是不可或缺的条件,我们最终得出的动态购买力平价理论的完整表述是:对于一个市场经济国家而言,在经济持续快速增长的条件下,该国短期均衡汇率将逐步趋向于长期均衡汇率,即货币的购买力。这就是动态购买力平价理论的准确含义。

由于经济快速增长往往伴随着外资的大量流入,所以从资本和金融账户平衡的角度分析,也可以得出同样的结论。上述结论的一个等价结论是:若一个国家经济持续衰退,或经济增长缓慢,则该国的汇率将会贬值。

从相对价格水平的定义:$K=\frac{\text{汇率}}{\text{购买力}}$,若此处汇率取(3.21)式中的均衡汇率 S,则:

$$K=\frac{S}{P/P^*}=S\times P^*/P=Q \tag{3.23}$$

即短期均衡汇率将逐步趋向于长期均衡汇率即货币的购买力；等价于相对价格水平将逐步趋向于 1 或实际汇率将逐步趋向于 1。

3.2.4 多国购买力平价模型对购买力平价理论的扩展

1. 模型简介

多国购买力平价模型是通过对传统购买力平价理论的多国模型扩展，建立一个 $n+1$ 国的购买力平价模型，从理论上解决购买力平价理论对一国货币汇率长期均衡值的决定。该模型假设一个国家与 n 个国家发生自由贸易，且不存在贸易管制，各个贸易伙伴国国内的物价都会影响到本国消费者的消费行为（即所有消费者都是理性的），这个影响的大小取决于两国贸易的密切程度，两国之间的贸易量越大，影响就越大，用等式可以表示为：

$$\bar{P}_i = P_i^{d_i},\ 其中,i=1,2,3,\cdots,n,\ \sum_{i=1}^{n} d_i = 1$$

其中：P_i 为第 i 国的物价水平；$\bar{P}_i$ 为第 i 国物价水平对本国的实际效果；d_i 为权重。n 个国家的总体价格效果 P^* 可以表示为：

$$P^* = \prod_{i=1}^{n} \bar{P}_i = \prod_{i=1}^{n} P_i^{d_i} \tag{3.24}$$

当 n 个外国在价格变动上完全一致的时候，有 $P_1 = P_2 = \cdots = P_n$，即：

$$P^* = P_1^{\sum d_i} = P_1 = P_2 = \cdots = P_n$$

这样便可看作世界上仅有两个国家。由此可见，两国的购买力平价是本模型的一个特殊情形。

一个国家商品的价格主要是由三个部分组成的，即工资、利息和税收。根据三要素价值理论，价值由资本、土地和劳动力共同创造，因此，商品价格也应该由资本、土地和劳动力的贡献组成，即以利息、地租和工资为主要构成部分。利息是指国内私人部门借贷所产生的利息。我们还假定政府能够通过制定法规来维持社会稳定、协助规范市场行为，从而给企业提供一个良好的宏观生产环境，有利于企业的生产，因此，我们也把政府活动看作一种特殊的“贡献”，政府所取

得的报酬——间接税，也构成价格的一个组成部分。同时，我们使用柯布—道格拉斯生产函数的形式来表示价格决定方程式，即：

$$P_i = \theta_i A_i k_i^{a_i} l_i^{b_i} t_i^{c_i}$$

其中：P_i 表示第 i 国某种商品的价格；k_i、l_i、t_i 分别表示该种商品价格中的利息、工资和税收（由于财产税和所得税并不计入产品成本，因此这里的税收特指间接税）；a_i、b_i、c_i 表示利息、工资和税收在价格中的重要程度；虽然由于工资、间接税和利息是价格决定中最重要的部分，但价格往往还受到其他因素的影响，因此，以 θ_i 来代替“其他因素”，表示以上三部分之积与价格的比例；A_i 表示技术变动可能导致价格发生变化。若我们再对上式进行宏观化，用价格水平 P_i 代替单个商品的价格 P_i，用利息总额 K_i、工资总额 L_i、税收总额 T_i 分别代替 k_i、l_i、t_i，则上面的价格决定方程式可写为：

$$P_i Y_i = A_i \theta_i K_i^{a_i} L_i^{b_i} T_i^{c_i} \tag{3.25}$$

其中：Y_i 表示该国实际产出数量。我们同时假定，技术水平 A_i 和“其他因素”θ_i 不变。

由公式（3.25）可得：

$$P_i = \frac{A_i \theta_i K_i^{a_i} L_i^{b_i} T_i^{c_i}}{Y_i} \tag{3.26}$$

把公式（3.26）代入公式（3.25）得：

$$P^* = \prod_{i=1}^{n} \left(\frac{A_i \theta_i K_i^{a_i} L_i^{b_i} T_i^{c_i}}{Y_i} \right)^{d_i} \tag{3.27}$$

对公式（3.27）两边取自然对数得：

$$\ln P^* = \sum_{i=1}^{n} (\ln A_i + \ln \theta_i + a_i \ln K_i + b_i \ln L_i + c_i \ln T_i - \ln Y_i) d_i \tag{3.28}$$

对公式（3.28）两边差分得：

$$\frac{dP_i}{P^*} = \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{dA_i}{A_i} + \frac{d\theta_i}{\theta_i} + a_i \frac{dK_i}{K_i} + b_i \frac{dL_i}{L_i} + c_i \frac{dT_i}{T_i} - \frac{dY_i}{Y_i} \right) d_i \tag{3.29}$$

其中：$\frac{dA_i}{A_i}$、$\frac{d\theta_i}{\theta_i}$、$\frac{dK_i}{K_i}$、$\frac{dL_i}{L_i}$、$\frac{dT_i}{T_i}$、$\frac{dY_i}{Y_i}$分别表示第 i 国的技术变动率、价格

结构变动率、利息变动率、工资总额变动率、税收总额变动率和国民收入变动率。

由于我们假定技术水平 A_i 和“其他因素” θ_i 保持不变，因此有：$\frac{dA_i}{A_i}=0, \frac{d\theta_i}{\theta_i}=0$，从而公式(3.29)就可以简化为：

$$\frac{dP_i}{P^*} = \sum_{i=1}^{n}\left(a_i d_i \frac{dK_i}{K_i} + b_i d_i \frac{dL_i}{L_i} + c_i d_i \frac{dT_i}{T_i} - d_i \frac{dY_i}{Y_i}\right) \quad (3.30)$$

同理我们可以得出，对于该国也一定存在如下关系：

$$\frac{dP}{P} = a\frac{dK}{K} + b\frac{dL}{L} + c\frac{dT}{T} - d\frac{dY}{Y} \quad (3.31)$$

同理，a、b、c 分别表示该国的利息、工资和税收在本国商品价格中的权重，即重要程度，$\frac{dK}{K}$、$\frac{dL}{L}$、$\frac{dT}{T}$、$\frac{dY}{Y}$分别表示该国的利息变动率、工资总额变动率、税收总额变动率和国民收入变动率。

对于两国之间的购买力平价的基本模型：$s = p - p^*$，对该式两边差分后，我们同样可以记为：

$$\frac{dS}{S} = \frac{dP}{P} - \frac{dP^*}{P^*} \quad (3.32)$$

其中：$\frac{dS}{S}$、$\frac{dP}{P}$、$\frac{dP^*}{P^*}$分别代表本国汇率变动率、本国价格变动率和外国价格变动率。将公式(3.30)、(3.31)代入公式(3.32)，便得到$n+1$国的购买力平价模型：

$$\begin{aligned}\frac{dS}{S} &= a\frac{dK}{K} + b\frac{dL}{L} + c\frac{dT}{T} - d\frac{dY}{Y} \\ &\quad - \sum_{i=1}^{n}\left(a_i d_i \frac{dK_i}{K_i} + b_i d_i \frac{dL_i}{L_i} + c_i d_i \frac{dT_i}{T_i} - d_i \frac{dY_i}{Y_i}\right) \\ &= (X)(Y) - (X_i)_{1\times n}(Y_i)_{n\times 1}\end{aligned} \quad (3.33)$$

其中：上标 T 表示矩阵的转置；X 表示本国的权重矩阵；Y 表示本国的参数矩阵；X_i 为第 i 国的权重矩阵，且 $X_i = (a_i d_i b_i d_i - 1)$；$Y_i$ 为第 i 国的参数矩阵，且 $Y_i = \left(\frac{dK_i}{K_i}\frac{dL_i}{L_i}\frac{dT_i}{T_i}\frac{dY_i}{Y_i}\right)$。

至此，便得到了购买力平价的多国扩展模型。此模型是建立在

两国购买力平价基础之上的,但本模型中的“外国”是与本国有贸易关系的一切国家经加权后合成,所以根据公式(3.33)计算出来的长期汇率的均衡值能够比较准确地代表本国与“本国以外”经济实体的关系,并且能够准确地作出本国货币币值是否高估或低估的判断。

2. 对模型的几点说明

(1) 模型中参数的确定。该模型中涉及的参数有各国的结构参数 a、b、c 和 a_i、b_i、c_i,由于上述参数分别表示利息、工资和税收在商品价格中所占的比例,所以,我们可以用某个确定时期内该国的利息总额、工资总额和税收金额分别除以同期该国的总产出水平来确定。而另外一组参数 d_i 则可以用本国与该国贸易量的大小来确定。即:设 T 为某个确定时期内本国的进出口总额,T_i 为本国同第 i 国的贸易总额,则 $d_i=\frac{T_i}{T}$。

(2) 模型中变量的计算。模型中共涉及四个变量:K、L、T、Y,需要计算它们的变动率。由于 $\Delta K=K_t-K_{t-1}$ 与 d_K 之差是一个比 d_k 高阶的无穷小,故用 ΔK 代替 d_K 来计算$\frac{\mathrm{d}K}{K}$。其他几个变量也使用这种计算方法。

(3) 对 n 个外国加权计算方法的说明。通过对 n 个外国的加权,可以把所有外国之间的贸易内化,从而避免第三国因素对本国汇率研究的影响。值得一提的是,有的研究使用中国和美国作为考察对象,计算出人民币对美元的均衡汇率,然后用美元与特别提款权(SDR)之间的汇率对上述均衡汇率进行修正,以修正后的汇率作为人民币对所有外国货币的均衡汇率。我们认为,由于特别提款权在国际贸易结算和国际储备中所占比重很小,因此,这种方法很难达到理想的效果。而使用 n 个外国加权的方法可以相对更为全面地反映出本国与其他国家之间的经济关系。

(4) 使用该模型对汇率是否偏离均衡值进行检验。在对汇率高估或低估进行检验的时候,理论值可以由模型计算出来,而实际值可以通过同期本国货币同各国货币市场汇率进行加权得出。设 S_0 为加权后的市场汇率,S_{0i}为本国与各国的实际市场汇率(两者都使用直

接标价法)，实际汇率的对数值为本国与各国汇率对数值的加权平均数，计算过程如下：

$$S_0 = \prod_{i=1}^{n} S_{0i}^{d_i}$$

$$\ln S_0 = \sum_{i=1}^{n} d_i \ln S_{0i} \tag{3.34}$$

所以，可以近似地用本国与各国汇率的加权变动率来表示本国与“外国”汇率的加权变动率。这样，就可以通过实际值与理论值的比较来判断本国汇率是否存在高估或低估的现象。

3.3 购买力平价实证研究的发展

自“购买力平价”理论提出之后，该理论对经济学的发展产生了深远的影响。正如著名经济学家 Rudiger Dornbusch 和 Paul Krugman (1976)所说，“任何一个国际经济学家在内心都对汇率购买力平价的某种形式怀有一种根深蒂固的信念”。实际上，购买力平价理论揭示了影响汇率变动的最根本的原因。

有关购买力平价实证研究的内容十分丰富，检验的方法也随着计量经济学的发展而不断进步。总的来说，关于购买力平价的实证研究可以分为以下五个阶段：早期的购买力平价线性回归研究；检验实际汇率的随机游走假说；协整研究；长期数据研究；面板数据研究。以下将主要介绍前四种实证研究方法。

3.3.1 线性回归研究

绝对购买力平价是指名义汇率等于两国国内一般价格水平的比率，相对购买力平价是指汇率的变化等于两国相对价格的变化。

当绝对购买力平价成立时，则有 $S_t = p_t/p_t^*$。对两边取对数后得：

$$S_t = p_t - p_t^* \tag{3.35}$$

用物价指数的相对购买力平价表达式为$\frac{S_t}{S_0} = \frac{p_t}{p_t^*}$，这时对两边取对数并变换可以得到：

$$s_t = s_0 + p_t - p_t^* \tag{3.36}$$

公式（3.36）中 p_t 和 p_t^* 是取对数后的物价指数。

综上可以得到检验购买力平价是否成立的回归方程为：

$$s_t = \alpha + \beta p_t + \beta^* p_t^* + u_t \tag{3.37}$$

其中：s_t 表示取对数后的名义汇率；u_t 是一个随机扰动项。检验零假设是 $\beta = 1, \beta^* = -1$。如果公式（3.37）成立，则检验的是绝对购买力平价；如果公式（3.37）中的变量用其一阶差分替代，那么此时检验的是相对购买力平价，如果用物价指数的相对购买力平价形式则不用对变量求差分。在 20 世纪 70 年代以及之前检验购买力平价的早期实证文献都是基于上述回归方程的形式，并采用普通最小二乘法（OLS）对其进行估计。

在早期的相关文献中，研究者们没有将动态变化引入到估计方程中以区别短期和长期效应，即使他们已经意识到购买力平价可能只在长期成立。但是 Frenkel 在他 1978 年的研究中认为，购买力平价之所以被拒绝，是由于受到暂时性的实际冲击影响或者是商品市场的价格黏性造成的，从长期看在高通货膨胀的国家里 β 和 β^* 的估计值是非常接近于 ±1 的，由此完全应当能够预见对购买力平价的收敛。但这种方法存在两个缺点：首先，这种方法没有研究残差项的随机性质，特别是没有检验其稳定性。实际上，如果残差是非稳定的，那么购买力平价是不成立的。其次，只有在高通胀的国家里 β 和 β^* 的估计值才非常接近于 ±1，而其他大部分国家基于公式（3.37）的检验都拒绝购买力平价成立。对此，Frenkel 的解释是：拒绝购买力平价可能只是受到短期其他因素影响而造成的，对于长期来说期望仍将收敛于购买力平价。

综上所述，早期的购买力平价实证文献的关键问题在于没有研究回归方程中残差的稳定性。如果名义汇率和相对价格都是非稳定变量，同时不存在协整关系，那么等式就是一个伪回归方程，使用传

统的 OLS 统计推论就是无效的(Granger and Newbold, 1974)。即使模型的误差扰动项趋于稳定,即在汇率和相对价格之间存在一个较强的长期线性关系,一般的统计推断仍然不成立,因为这时的估计标准差是有偏的。

因此在构建模型检验购买力平价是否成立时,需要分析实际汇率本身是否稳定,如果实际汇率本身是稳定的,将可以有力地证明购买力平价长期存在的假设。如果实际汇率服从一个单位根过程,则意味着不会收敛于一个长期的均衡水平。

3.3.2 单位根检验

购买力平价检验的第二阶段采取的实证方法是检验实际汇率是否服从随机游走,即检验实际汇率是否存在一个单位根。如果实际汇率本身是平稳的,则证明长期购买力平价成立;如果实际汇率服从单位根过程,就说明它不会收敛于长期均衡汇率。

随着 Dickey 和 Fuller 在 1979 年提出单位根检验方法,关于购买力平价的实证研究中开始大量采用"增项迪基—富勒检验"(即 ADF 检验)来验证实际汇率的变化过程中是否存在单位根。通常采用如下一般形式回归方程:

$$q_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \gamma_2 q_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \phi_j \Delta q_{t-1} + e_t \qquad (3.38)$$

其中:e_t 是白噪声项。此时检验长期购买力平价是否成立需要检验:

原假设 $H_0: q_t \sim I(1)$;

备用假设 $H_1: \gamma_2 < 1$。

在计量经济学时间序列分析中,以 $I(0)$、$I(1)$表示平稳过程和单位根过程。如果随机过程$\{x_t t = 1, 2, \cdots\}$是单位根过程,记作 $x_t \sim I(1)$,x_t 的一阶差分为平稳过程,记作 $\Delta x_t \sim I(0)$。

利用 ADF 检验原假设也就等同于看数据 q_t 生成过程中是否存在单位根,如果存在,则说明 q_t 不存在长期均衡水平。如果备用假设成立,就表示实际汇率不服从随机游走,那么长期购买力平价成立。

另外,检验实际汇率的非稳定性的方法还有方差比检验等。采

用以上方法检验20世纪80年代以来浮动汇率制下主要工业化国家货币之间的实际汇率,一般都不能拒绝实际汇率服从随机游走过程的假设,即可以认为购买力平价是不存在的。

3.3.3 协整研究

虽然长期购买力平价理论本身意味着允许短期汇率可以偏离均衡水平,但只有当均衡误差 z_t 是平稳序列时,长期购买力平价才能成立。如若不然,名义汇率和相对价格之间将出现永久性偏离。如果任意两个相同阶数的非平稳序列存在线性组合,且组合是平稳的,那么这两个序列就是协整的。此时其中一个序列的非稳定性可以完全抵消另一个序列的非稳定性,这两个序列之间可以建立起长期的关系。如果名义汇率 s_t 和两国的相对价格 π_t 在 d 次差分以后具有稳定的、不可逆转的、非确定性的 ARAM(自回归移动平均表达式),那么它们都是 d 阶单整的,即 $I(d)$,若实际汇率包含随机游走性质的情况,那么线性组合 $S_t + k\pi_t = Z_t$ 一般来说也应该是 $I(d)$ 的。然而,如果存在一个协整参数 α 使得 z_t 成为 $(d-c)$ 阶单整变量或者 $I(d-c)$,其中 $c>0$,则名义汇率和相对价格就是 d、c 阶协整,即 $CI(d,c)$。检验购买力平价时,取 $d=c=1$,即 s_t 和 π_t 都是 $I(1)$ 的变量,于是它们的组合 z_t 是平稳的,即均值复归。由于 s_t 和 π_t 随机趋势是相同的,因此这两个变量之间存在明显的长期关系。如果不存在协整关系的零假设不能被拒绝,那么估计的回归就是一个伪回归,不存在经济意义。

Engle 和 Granger 于 1987 年系统地提出了协整分析(以下简称 EG 检验),用来检验经济变量之间是否存在长期均衡关系。用协整分析检验购买力平价时,只需要检验 s_t、p_t 和 p_t^* 的线性组合是否平稳,即检验实际汇率 $q_t = s_t - p_t + p_t^*$ 是否平稳,而协整分析检验购买力平价主要是看 $q_t = s_t - \beta p_t + \beta^* p_t^*$ 是否为平稳序列。

采用 EG 协整分析方法来检验购买力平价成立时的主要缺陷是右边变量选择的任意性。20 世纪 90 年代初,Johansen 提出了一种新的协整方法,即用完全信息极大似然估计法来估计 $s_t = \beta p_t + \beta^* p_t^* + \varepsilon_t$,检

验多重协整的向量的存在，并同时检验是否存在单位根。与 EG 协整分析方法不同的是，Johansen 极大似然估计不会受到任意变量在方程右边的影响，所以比 EG 协整分析更为有效。同时，该方法可以检验协整向量参数的线性约束条件，解决了如何准确检验对称性和比例性条件的问题，比 EG 协整分析更加严密。

3.3.4 长期数据研究

20 世纪 90 年代，通过引入长期数据来研究购买力平价的方法开始出现。例如，Frankel 于 1986 年使用 1869—1984 年美元/英镑的实际汇率数据作为样本，估计了实际汇率 AR(1) 过程，得到自回归参数估计结果为 0.86，这说明对购买力平价的偏离以每年 14% 的速率递减，半衰期为 4.6 年，单位根检验发现 5% 的显著性水平下能够拒绝随机游走假说。

Edison 在 1987 年使用误差修正机制(ECM)，检验了 1890—1978 年美元/英镑的实际汇率的长期购买力平价，将对数名义汇率变动 Δs_t 对相对对数价格的变动 $\Delta(p_t - p_t^*)$ 和实际汇率滞后值 $(s_{t-1} - p_{t-1} + p_{t-1}^*)$ 进行回归，采用的模型为：

$$\Delta s_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta(p_t - p_t^*) + \delta_2(s_{t-1} - p_{t-1} + p_{t-1}^*) + \mu_t \quad (3.39)$$

回归得到的 δ_2 的估计值为 0.086，这表示购买力平价的偏离以每年 8.6% 的速率衰减，半衰期为 7.3 年，由此说明长期购买力平价是成立的，存在长期稳定的实际汇率均衡水平。但需要说明的是，该研究结果中对实际汇率的冲击是比较持久的。

Glen 于 1992 年通过对 1900—1987 年的 9 个双边汇率进行的检验也得到了实际汇率的中值回复结论，其研究发现的半衰期为 3.3年。

Lothian 和 Taylor 在 1996 年使用美元/英镑以及美元/法郎的实际汇率数据进行研究，结果也支持实行浮动汇率制度以来的购买力平价。通过 CHOW 检验，发现在布雷顿森林体系之前和之后都没有一个显著的结构性改变，所以得出结论认为：浮动汇率时期以来的实际汇率中值回复的检验普遍失败。

本书将运用上述四种方法对美元对日元、美元对英镑及美元对德国货币的长期购买力平价进行实证研究。

3.4 本章小结

本章引入了本书的理论基础——购买力平价理论，系统地阐述了该理论的主要思想、假设前提、方程形式以及理论的拓展形式。具体分为三个部分：

第一部分介绍了传统的购买力平价理论。从购买力平价的理论基础——一价定律入手，阐明了绝对购买力平价、相对购买力平价的理论和模型。并指出本书实证所研究的购买力平价为相对购买力平价。

第二部分介绍了购买力平价理论的发展。首先，介绍了 Balassa-Samuelson 工资成本汇率理论，该理论从生产率和工资成本等影响商品和劳务价格的因素来分析两国价格水平的变化。其次，探讨了弹性价格货币模型，该理论融入了开放经济条件下的货币市场均衡理论来分析汇率的决定因素。再次，主要介绍了传统购买力平价的拓展——动态购买力平价。最后，详细介绍了多国购买力平价理论，该理论把柯布—道格拉斯生产函数引入相对购买力平价理论，考虑了第三国经济因素对两国购买力平价的影响。

第三部分主要回顾了有关购买力平价实证检验的方法。总的来说，关于购买力平价的实证研究可以分为以下几个阶段：早期的购买力平价线性回归研究；检验实际汇率的随机游走假说；协整研究；长期数据研究；面板数据研究。早期的研究结果一般拒绝长期购买力平价成立，但随着计量统计检验理论与技术的发展，后期越来越多的研究结果证明了长期购买力平价是成立的，这为本书的实证研究提供了理论依据。

第四章　浮动汇率制货币购买力平价实证研究

检验购买力平价是否成立的实证研究通常都是针对发达国家中实行浮动汇率制的货币。上一章中有关购买力平价研究的综述为本章的核心部分——基于购买力平价理论的浮动汇率制货币的实证分析提供了理论和实证的基础。本章将运用相对购买力平价理论的双变量模型对美日、美英、美德之间的名义汇率变动率和 CPI 的变动率分别进行分析，检验这四个实行浮动汇率制的国家之间的长期购买力平价能否成立。

本章实证研究步骤为：(1)运用 Eviews 计量软件，首先对名义汇率变动率、本国(日本、德国、英国)的 CPI、外国(美国)的 CPI 的变动率进行 ADF 检验，观察检验结果是否满足平稳的时间序列条件。(2)如差分阶满足平稳的时间序列，则运用 Engle-Granger 两步法对购买力平价的双变量模型进行协整检验，用广义最小二乘法对购买力平价双变量方程进行估计，并观察其残差是否平稳，如残差显示平稳，则说明双变量间存在协整关系，即长期购买力平价成立。

4.1　模型与数据的选取

本节运用购买力平价的双变量模型，即：$s_t = \alpha + \beta p_t + \varepsilon_t$，其中 s_t 代表汇率的变动率，p_t 代表外国物价指数与本国物价指数之差(相对通货膨胀率)的变动率，α 代表常数项，β 为系数，ε_t 为随机误差项，t 为时间。如果汇率、本国物价指数和外国物价指数的相对变动率之

间存在稳定的线性关系，则说明购买力平价成立。

数据的选取：本书选取世界主要四大经济实体（美国、日本、德国、英国）货币的季度名义汇率的变动率和相对消费价格指数（CPI）的变动率，由相对消费物价指数（CPI）变动率来代表购买力平价双变量模型中的相对物价变动。样本区间为1980—2009年。名义汇率季度数据由中国人民银行数据库的汇率数据换算而来，对日元、马克汇率采用直接标价法下（1美元兑换各国货币）的名义汇率数据，对英镑汇率采用间接标价法的名义汇率数据。需要说明的是：由于德国于2001年12月31日开始废除马克货币、使用欧元，故2002年之后的数据根据1欧元兑1.95583马克（2001年最后一天的汇率）来推算美元对马克的名义汇率。CPI数据均来源于IMF数据库。CPI基期均为2000年（2000年为100，详见附表1）。

4.2　美元对日元的购买力平价实证研究

4.2.1　时间序列的ADF检验

美日之间购买力平价的双变量模型为：$UJ_t = \alpha + \beta UJCPI_t + U_t$，其中，美元对日元的累计名义汇率变动率为$UJ$，美国与日本相对物价指数的累计变动率为$UJCPI$（美国的减日本的），$\alpha$为常数项，$\beta$为系数，$U$为残差，$t$代表时间。

对所选取的时间序列进行ADF检验，其模型为：

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{j} \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{4.1}$$

作假设检验：$H_0:\rho=0$，$H_1:\rho<0$。如果接受假设H_0而拒绝H_1，说明序列Y_t存在单位根，是非平稳的时间序列。否则说明序列Y_t不存在单位根，是平稳的时间序列。本书采用MacKinnon临界值，ΔY_{t-i}的最优滞后期由Schwarz准则确定。

其中，累计的美日两国汇率变动率和相对通胀率变动率见

表 4-1。

表 4-1　累计的美日两国汇率变动率和相对通胀率变动率

年份	季　度	累计美日汇率变动率	累计美日相对通胀率变动率
1980	第一季度		
1980	第二季度		
1980	第三季度	0.93203	1.01339
1980	第四季度	0.78062	1.02735
1981	第一季度	0.92063	1.04530
1981	第二季度	0.88776	1.05197
1981	第三季度	0.84471	1.07842
1981	第四季度	0.70426	1.08217
1982	第一季度	0.90753	1.09112
1982	第二季度	0.88806	1.09555
1982	第三季度	0.83032	1.11078
1982	第四季度	0.70058	1.10356
1983	第一季度	0.79797	1.10648
1983	第二季度	0.78316	1.10729
1983	第三季度	0.73849	1.12325
1983	第四季度	0.62021	1.12123
1984	第一季度	0.75137	1.12847
1984	第二季度	0.73147	1.13138
1984	第三季度	0.69000	1.14550
1984	第四季度	0.57525	1.13967
1985	第一季度	0.69798	1.14579
1985	第二季度	0.67847	1.14977
1985	第三季度	0.64574	1.15600
1985	第四季度	0.54102	1.16149
1986	第一季度	0.48196	1.16349
1986	第二季度	0.43040	1.15787
1986	第三季度	0.38811	1.17220

续表

年份	季 度	累计美日汇率变动率	累计美日相对通胀率变动率
1986	第四季度	0.39862	1.17936
1987	第一季度	0.37993	1.19869
1987	第二季度	0.35179	1.19963
1987	第三季度	0.36257	1.21535
1987	第四季度	0.33104	1.22298
1988	第一季度	0.31178	1.23646
1988	第二季度	0.30535	1.24349
1988	第三季度	0.32489	1.25808
1988	第四季度	0.30268	1.26167
1989	第一季度	0.30982	1.28274
1989	第二季度	0.33011	1.27366
1989	第三季度	0.34229	1.28153
1989	第四季度	0.34237	1.28575
1990	第一季度	0.39385	1.30308
1990	第二季度	0.41966	1.29916
1990	第三季度	0.43514	1.31865
1990	第四季度	0.43766	1.31858
1991	第一季度	0.27101	1.32297
1991	第二季度	0.28048	1.31769
1991	第三季度	0.27664	1.32806
1991	第四季度	0.26199	1.32189
1992	第一季度	0.25904	1.33527
1992	第二季度	0.26290	1.32836
1992	第三季度	0.25183	1.34430
1992	第四季度	0.24752	1.34924
1993	第一季度	0.24354	1.36015
1993	第二季度	0.21962	1.35760
1993	第三季度	0.21025	1.35741

续表

年份	季　度	累计美日汇率变动率	累计美日相对通胀率变动率
1993	第四季度	0.21525	1.36995
1994	第一季度	0.21393	1.37687
1994	第二季度	0.20500	1.38000
1994	第三季度	0.19646	1.39601
1994	第四季度	0.19577	1.39497
1995	第一季度	0.19036	1.41398
1995	第二季度	0.16478	1.42312
1995	第三季度	0.18034	1.43270
1995	第四季度	0.19473	1.44051
1996	第一季度	0.20247	1.45754
1996	第二季度	0.20574	1.46156
1996	第三季度	0.20849	1.47195
1996	第四季度	0.21617	1.47839
1997	第一季度	0.22991	1.49179
1997	第二季度	0.22753	1.46555
1997	第三季度	0.22412	1.47182
1997	第四季度	0.23699	1.47371
1998	第一季度	0.24265	1.48347
1998	第二季度	0.25580	1.48399
1998	第三季度	0.26376	1.49816
1998	第四季度	0.21871	1.48848
1999	第一季度	0.21242	1.50935
1999	第二季度	0.22076	1.51908
1999	第三季度	0.20687	1.53304
1999	第四季度	0.18871	1.54251
2000	第一季度	0.19300	1.56733
2000	第二季度	0.19224	1.58040
2000	第三季度	0.19424	1.59654

续表

年份	季　度	累计美日汇率变动率	累计美日相对通胀率变动率
2000	第四季度	0.19800	1.60751
2001	第一季度	0.21190	1.62761
2001	第二季度	0.22006	1.64566
2001	第三季度	0.21810	1.65221
2001	第四季度	0.22194	1.65373
2002	第一季度	0.23623	1.67138
2002	第二季度	0.22679	1.68218
2002	第三季度	0.21143	1.69216
2002	第四季度	0.21723	1.69920
2003	第一季度	0.21047	1.72323
2003	第二季度	0.20986	1.72199
2003	第三季度	0.20776	1.73336
2003	第四季度	0.19125	1.73651
2004	第一季度	0.18874	1.75648
2004	第二季度	0.19265	1.77679
2004	第三季度	0.19316	1.78257
2004	第四季度	0.18546	1.78509
2005	第一季度	0.18309	1.81341
2005	第二季度	0.18863	1.83077
2005	第三季度	0.19493	1.85616
2005	第四季度	0.20415	1.86194
2006	第一季度	0.20405	1.87198
2006	第二季度	0.19968	1.89135
2006	第三季度	0.20256	1.89718
2006	第四季度	0.20516	1.89534
2007	第一季度	0.20778	1.92480
2007	第二季度	0.21030	1.95269
2007	第三季度	0.20518	1.95421

续表

年份	季　度	累计美日汇率变动率	累计美日相对通胀率变动率
2007	第四季度	0.19644	1.95152
2008	第一季度	0.18249	1.98306
2008	第二季度	0.18253	2.00954
2008	第三季度	0.18665	2.01313
2008	第四季度	0.16828	1.97057
2009	第一季度	0.16092	1.98528
2009	第二季度	0.16665	2.00633
2009	第三季度	0.15983	2.02594
2009	第四季度	0.16572	2.03993

（1）首先，观察 *UJ* 在 1980 年第一季度至 2009 年第四季度期间的走势（见图 4-1）。

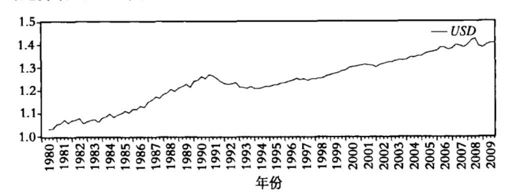


图 4-1　1980—2009 年累计美日汇率变动率走势图

对 *UJ* 进行 ADF 检验：

Null Hypothesis: *UJ* has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Fixed)

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.578661	0.0102
Test critical values:	1% level		-2.585587
	5% level		-1.943688
	10% level		-1.614850

对美日汇率变动率进行单位根检验,从上述结果中可以看出,ADF 检验统计量的 P 值仅为 0.0102,检验结果能拒绝美元对日元汇率变动率序列 *UJ* 存在单位根的原假设,于是判定其为平稳序列。

(2) 接着观察美日累计相对通胀率的变动率 *UJCPI* 在 1980 年第一季度至 2009 年第四季度期间的走势(见图 4-2)。

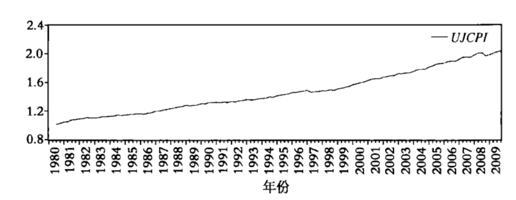


图 4-2　1980—2009 年累计美日相对通胀率变动率走势图

从图 4-2 可以看出,*UJCPI* 既不是一个固定的常数,也没有围绕一个固定的值波动,在形态上呈现一种波动上升的趋势,所以从直观角度看,累计美日相对通胀率的变动率 *UJCPI* 不是一个平稳的时间序列。为了进一步验证,对 *UJCPI* 进行 ADF 检验:

Null Hypothesis: *UJCPI* has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2(Fixed)

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		2.006446	0.9891
Test critical values:	1% level	-2.589020	
	5% level		-1.944175
	10% level		-1.614554

从上述结果中可以看出,ADF 检验统计量的 P 值 0.9891 大于各种显著性水平下的临界值,检验结果不能拒绝美日通胀率变动率 *UJCPI* 存在单位根的原假设,于是继续检验 *UJCPI* 一阶差分序列是否为平稳序列,得出如下结果:

Null Hypothesis: D(*UJCPI*) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 4 (Fixed)

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.709282	0.0052
Test critical values:	1% level		-3.489659
	5% level		-2.887425
	10% level		-2.580651

对累计美日相对通胀率的变动率 *UJCPI* 进行一阶检验，检验结果表明：ADF 检验统计量的值 0.0052 小于其他各种显著性水平下的临界值，检验结果在 1% 的显著性水平下拒绝美日通胀率变动率 *UJCPI* 存在单位根的原假设，所以累计美日通胀率变动率 *UJCPI* 是一阶单整的平稳序列。

4.2.2 协整检验

协整关系的基本思想是：如果两个或两个以上的时间序列变量是非平稳的，但它们的某种线形组合却表现出平稳性，则这些变量之间存在长期的稳定的关系即协整关系。协整关系的意义在于它揭示了一种长期稳定的均衡关系。满足协整的经济变量之间不会相互分离得太远，一次冲击只能使它们短时间内偏离均衡位置，在长期中会自动回复到均衡位置。本节将运用 Engle-Granger 两步法对美日汇率变动率双变量方程进行协整检验。

运用最小二乘法对美元对日元累计汇率变动率双变量方程进行估计的结果如下：

Dependent Variable: *UJ*

Method: Least Squares

Date: 12/08/10 Time: 15:19

Sample (adjusted): 1980Q3 2009Q4

Included observations: 118 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UJCPI	-0.553424	0.047007	-11.77321	0.0000
C	1.149624	0.070149	16.38828	0.0000
R-squared	0.544398	Mean dependent var		0.339201
Adjusted R-squared	0.540471	S. D. dependent var		0.216468
S. E. of regression	0.146740	Akaike info criterion		-0.983498
Sum squared resid	2.497802	Schwarz criterion		-0.936538
Log likelihood	60.02640	F-statistic		138.6084
Durbin-Watson stat	0.109401	Prob(F-statistic)		0.000000

从上述结果中得出日元对美元累计汇率变动率双变量模型为：

$$UJ_t = 1.149624 - 0.553424UJCPI_t$$

此模型的拟合度达到0.54以上，并且通过1%显著性水平下的T检验、F检验。

随后，对残差进行检验，得出以下结果：

Null Hypothesis: *E* has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Fixed)

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.968973	0.0472
Test critical values:	1% level		-2.585587
	5% level		-1.943688
	10% level		-1.614850

从上述结果可以看出，ADF检验统计量的P值为0.0472，小于5%显著性水平下的临界值，因此检验结果表明在5%的显著性水平下拒绝残差存在单位根的原假设，所以判断残差为平稳序列。美日两国的汇率变动率和通货膨胀率变动率之间存在协整关系，两国货币之间的购买力平价成立。

4.3 美元对德国货币的购买力平价实证研究

4.3.1 时间序列的 ADF 检验

本书运用与上述美元对日元实证检验相似的模型，检验美元对德国货币的购买力平价是否存在：$UD_t = \alpha + \beta UDCPI_t + U_t$，其中，美国对德国累计名义汇率变动率为 UD，美国对德国累计相对物价指数变动率为 $UDCPI$，α 为常数项，β 为系数，U 为残差，t 代表时间序列。

累计的美德两国汇率变动率和相对通胀率变动率见表 4-2。

表 4-2 累计的美德两国汇率变动率和相对通胀率变动率

年份	季 度	累计美德汇率变动率	累计美德相对通胀率变动率
1980	第一季度		
1980	第二季度		
1980	第三季度	0.86623	1.03207
1980	第四季度	0.77138	1.03479
1981	第一季度	1.05409	1.05320
1981	第二季度	0.99961	1.05722
1981	第三季度	0.91298	1.07263
1981	第四季度	0.81304	1.05925
1982	第一季度	1.02353	1.06990
1982	第二季度	0.97077	1.07188
1982	第三季度	0.88663	1.07943
1982	第四季度	0.78950	1.05683
1983	第一季度	0.96685	1.06517
1983	第二季度	0.91697	1.07142
1983	第三季度	0.83742	1.07386
1983	第四季度	0.74575	1.06321

续表

年份	季 度	累计美德汇率变动率	累计美德相对通胀率变动率
1984	第一季度	0.97333	1.08144
1984	第二季度	0.92311	1.08662
1984	第三季度	0.84312	1.09868
1984	第四季度	0.75071	1.08314
1985	第一季度	0.93613	1.09376
1985	第二季度	0.88781	1.09960
1985	第三季度	0.81084	1.11085
1985	第四季度	0.72206	1.10280
1986	第一季度	0.65003	1.11901
1986	第二季度	0.58638	1.11786
1986	第三季度	0.56788	1.13207
1986	第四季度	0.54499	1.12704
1987	第一季度	0.49740	1.14956
1987	第二季度	0.48648	1.15915
1987	第三季度	0.49493	1.17283
1987	第四季度	0.45633	1.16620
1988	第一季度	0.44860	1.18314
1988	第二季度	0.45575	1.19024
1988	第三季度	0.49495	1.20515
1988	第四季度	0.47045	1.19624
1989	第一季度	0.48840	1.21068
1989	第二季度	0.50908	1.21766
1989	第三季度	0.50908	1.22733
1989	第四季度	0.47348	1.21409
1990	第一季度	0.43355	1.23998
1990	第二季度	0.43022	1.24439
1990	第三季度	0.40789	1.26053
1990	第四季度	0.38180	1.25158

续表

年份	季　度	累计美德汇率变动率	累计美德相对通胀率变动率
1991	第一季度	0.38812	1.26856
1991	第二季度	0.43542	1.26417
1991	第三季度	0.43729	1.25275
1991	第四季度	0.40692	1.23941
1992	第一季度	0.40304	1.23140
1992	第二季度	0.40373	1.22729
1992	第三季度	0.36184	1.23026
1992	第四季度	0.38177	1.23528
1993	第一季度	0.40327	1.21444
1993	第二季度	0.39862	1.21232
1993	第三季度	0.41281	1.20900
1993	第四季度	0.41340	1.21654
1994	第一季度	0.42918	1.20815
1994	第二季度	0.41360	1.20790
1994	第三季度	0.38765	1.21154
1994	第四季度	0.38263	1.21780
1995	第一季度	0.36473	1.21724
1995	第二季度	0.34465	1.22327
1995	第三季度	0.35303	1.22462
1995	第四季度	0.35132	1.23185
1996	第一季度	0.36194	1.23296
1996	第二季度	0.37455	1.23995
1996	第三季度	0.36839	1.24364
1996	第四季度	0.37656	1.25209
1997	第一季度	0.40427	1.24690
1997	第二季度	0.41839	1.25020
1997	第三季度	0.44022	1.24353
1997	第四季度	0.42745	1.25012

续表

年份	季　度	累计美德汇率变动率	累计美德相对通胀率变动率
1998	第一季度	0.44190	1.25050
1998	第二季度	0.43630	1.25293
1998	第三季度	0.42840	1.25438
1998	第四季度	0.40311	1.26346
1999	第一季度	0.42087	1.26786
1999	第二季度	0.44564	1.27294
1999	第三季度	0.44933	1.27647
1999	第四季度	0.45401	1.28487
2000	第一季度	0.47597	1.28839
2000	第二季度	0.50122	1.30029
2000	第三季度	0.51694	1.30328
2000	第四季度	0.53841	1.30599
2001	第一季度	0.50453	1.31021
2001	第二季度	0.53207	1.31191
2001	第三季度	0.52138	1.31049
2001	第四季度	0.51989	1.30898
2002	第一季度	0.52972	1.30126
2002	第二季度	0.50670	1.31285
2002	第三季度	0.46849	1.31647
2002	第四季度	0.46115	1.32188
2003	第一季度	0.42762	1.32319
2003	第二季度	0.40248	1.32931
2003	第三季度	0.40577	1.33197
2003	第四季度	0.38291	1.33145
2004	第一季度	0.36365	1.33332
2004	第二季度	0.37664	1.34357
2004	第三季度	0.37119	1.34329
2004	第四季度	0.34828	1.34907

续表

年份	季 度	累计美德汇率变动率	累计美德相对通胀率变动率
2005	第一季度	0.34407	1.35039
2005	第二季度	0.35808	1.36013
2005	第三季度	0.36957	1.36567
2005	第四季度	0.37794	1.36895
2006	第一季度	0.37416	1.37295
2006	第二季度	0.35783	1.38696
2006	第三季度	0.35234	1.38605
2006	第四季度	0.34753	1.37744
2007	第一季度	0.34285	1.38246
2007	第二季度	0.33326	1.39805
2007	第三季度	0.32683	1.39439
2007	第四季度	0.30890	1.38737
2008	第一季度	0.29803	1.39829
2008	第二季度	0.28660	1.41841
2008	第三季度	0.29587	1.42470
2008	第四季度	0.32802	1.39236
2009	第一季度	0.33834	1.38674
2009	第二季度	0.32328	1.39884
2009	第三季度	0.30673	1.40537
2009	第四季度	0.31332	1.40637

(1) 首先,观察 *UD* 在1980年第一季度至2009年第四季度期间的走势(见图4-3)。

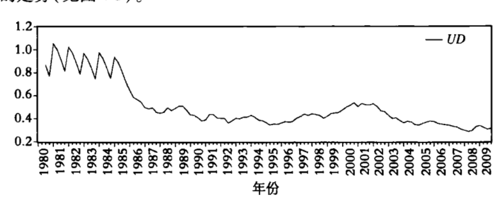


图4-3 1980—2009年累计美德汇率变动率走势图

对 *UD* 进行 ADF 检验：

Null Hypothesis: *UD* has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Fixed)

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.027173	0.0413
Test critical values:	1% level	-2.585587	
	5% level	-1.943688	
	10% level	-1.614850	

对美德累计汇率变动率进行单位根检验，检验结果表明：ADF 检验统计量的值 0.0413 小于各种显著性水平下的临界值，检验结果能拒绝美德累计汇率变动率序列 *UD* 存在单位根的原假设，于是判定其为平稳序列。

（2）接着观察美德两国累计相对消费者物价指数变动率 *UDCPI* 在 1980 年第一季度至 2009 年第四季度期间的走势（见图 4-4）。

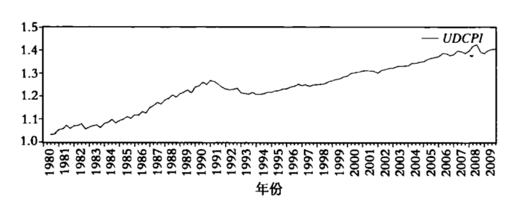


图 4-4　1980—2009 年累计美德相对通胀率变动率走势图

从图 4-4 可以看出，*UDCPI* 既不是一个固定的常数，也没有围绕一个固定的值波动，在形态上呈现一种波动上升的趋势，从直观角度看，累计美德通胀率变动率 *UDCPI* 不是一个平稳的时间序列。为了进一步验证，对 *UDCPI* 进行 ADF 检验：

Null Hypothesis: *UDCPI* has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 4 (Fixed)

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		1.924245	0.9868
Test critical values:	1% level	-2.585587	
	5% level	-1.943688	
	10% level	-1.614850	

从上述结果中可以看出,ADF 检验统计量的值 0.9868 大于各种显著性水平下的临界值,检验结果不能拒绝累计美德通胀率变动率 *UDCPI* 存在单位根的原假设,于是继续检验 *UDCPI* 一阶差分序列是否为平稳序列,得出如下结果:

Null Hypothesis: D(*UDCPI*) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 4 (Fixed)

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.642565	0.0063
Test critical values:	1% level	-3.489659	
	5% level	-2.887425	
	10% level	-2.580651	

对美德累计相对通胀率变动率 *UDCPI* 进行一阶检验,检验结果表明:ADF 检验统计量的值 0.0063 小于其他各种显著性水平下的临界值,检验结果在 1% 的显著性水平下拒绝美德累计相对通胀率变动率 *UDCPI* 存在单位根的原假设,*UDCPI* 是一阶单整的平稳序列。

4.3.2 协整检验

首先,用广义最小二乘法对德国与美国汇率变动率双变量方程进行估计。

运用最小二乘法对德国与美国汇率变动率双变量方程进行估计的结果如下：

Dependent Variable: *UD*

Method: Least Squares

Date: 12/08/10 Time: 16:00

Sample (adjusted): 1980Q3 2009Q4

Included observations: 118 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UDCPI	-1.544283	0.097206	-15.88674	0.0000
C	2.417604	0.120841	20.00644	0.0000
R-squared	0.685115	Mean dependent var		0.504682
Adjusted R-squared	0.682400	S. D. dependent var		0.196622
S. E. of regression	0.110808	Akaike info criterion		-1.545225
Sum squared resid	1.424305	Schwarz criterion		-1.498264
Log likelihood	93.16828	F-statistic		252.3885
Durbin-Watson stat	0.316757	Prob(F-statistic)		0.000000

由此得出德国与美国汇率变动率双变量模型为：

$$UD_t = 2.417604 - 1.544283 UDCPI_t$$

此模型的拟合度达到69%以上，并且通过1%显著性水平下的T检验、F检验。

随后，对残差进行检验，得出以下结果：

Null Hypothesis: *E* has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.000236	0.0030
Test critical values:	1% level	-2.585587	
	5% level	-1.943688	
	10% level	-1.614850	

从上述结果可以看出,ADF 检验统计量的值 0.0030 小于 1% 显著性水平下的临界值,因此检验结果表明在 1% 的显著性水平下拒绝残差存在单位根的原假设,所以判断残差为平稳序列。美德两国的汇率变动率和通货膨胀率变动率之间存在协整关系,两国货币之间的购买力平价成立。

4.4 美元对英镑的购买力平价实证研究

4.4.1 时间序列的 ADF 检验

本节继续运用与上述美元对日元实证检验相似的模型,检验美元对英镑的汇率变动率:$UB_t = \alpha + \beta UBCPI_t + U_t$,其中,美国对英国累计名义汇率变动率为 UB,美国对英国的累计相对物价指数变动率为 $UBCPI$,α 为常数项,β 为系数,U 为残差,t 代表时间序列。

表 4-3 累计的美英两国汇率变动率和相对通胀率变动率

年份	季 度	累计美英汇率变动率	累计美英相对通胀率变动率
1980	第一季度		
1980	第二季度		
1980	第三季度	0.79075	0.97547
1980	第四季度	0.75370	0.98284
1981	第一季度	1.00016	0.98583
1981	第二季度	0.87478	0.95999
1981	第三季度	0.79086	0.97119
1981	第四季度	0.75382	0.96115
1982	第一季度	0.99773	0.95351
1982	第二季度	0.87265	0.93748
1982	第三季度	0.78892	0.95044
1982	第四季度	0.75200	0.94554
1983	第一季度	0.98003	0.94055

续表

年份	季　度	累计美英汇率变动率	累计美英相对通胀率变动率
1983	第二季度	0.85724	0.93337
1983	第三季度	0.77497	0.93197
1983	第四季度	0.73869	0.92957
1984	第一季度	0.98678	0.93440
1984	第二季度	0.86304	0.92565
1984	第三季度	0.78027	0.92770
1984	第四季度	0.74370	0.92245
1985	第一季度	0.94173	0.91725
1985	第二季度	0.82368	0.89669
1985	第三季度	0.74466	0.90107
1985	第四季度	0.70978	0.90477
1986	第一季度	0.70588	0.90079
1986	第二季度	0.67384	0.88660
1986	第三季度	0.68399	0.89241
1986	第四季度	0.71024	0.88580
1987	第一季度	0.65781	0.88496
1987	第二季度	0.61275	0.88305
1987	第三季度	0.62060	0.89093
1987	第四季度	0.57009	0.88892
1988	第一季度	0.55600	0.88997
1988	第二季度	0.54117	0.87972
1988	第三季度	0.58503	0.87932
1988	第四季度	0.55251	0.86998
1989	第一季度	0.56349	0.86555
1989	第二季度	0.60243	0.85509
1989	第三季度	0.61653	0.85401
1989	第四季度	0.61965	0.84522
1990	第一季度	0.58661	0.84483

续表

年份	季　度	累计美英汇率变动率	累计美英相对通胀率变动率
1990	第二季度	0.58085	0.81391
1990	第三季度	0.51504	0.81458
1990	第四季度	0.49137	0.81503
1991	第一季度	0.50005	0.81694
1991	第二季度	0.55381	0.80484
1991	第三季度	0.56155	0.80748
1991	第四季度	0.53289	0.80580
1992	第一季度	0.53131	0.80709
1992	第二季度	0.52235	0.79625
1992	第三季度	0.49348	0.80311
1992	第四季度	0.57972	0.80546
1993	第一季度	0.61990	0.81771
1993	第二季度	0.59599	0.81085
1993	第三季度	0.60696	0.81170
1993	第四季度	0.61162	0.81466
1994	第一季度	0.61369	0.81868
1994	第二季度	0.60897	0.80914
1994	第三季度	0.59032	0.81613
1994	第四季度	0.57667	0.81471
1995	第一季度	0.57735	0.81402
1995	第二季度	0.57212	0.80654
1995	第三季度	0.58054	0.80781
1995	第四季度	0.58557	0.81053
1996	第一季度	0.59620	0.81375
1996	第二季度	0.59962	0.81114
1996	第三季度	0.58743	0.81407
1996	第四季度	0.55662	0.81497
1997	第一季度	0.55707	0.81569

续表

年份	季　度	累计美英汇率变动率	累计美英相对通胀率变动率
1997	第二季度	0.55668	0.80855
1997	第三季度	0.55968	0.80387
1997	第四季度	0.54805	0.80066
1998	第一季度	0.55255	0.80023
1998	第二季度	0.55047	0.78969
1998	第三季度	0.55055	0.79023
1998	第四季度	0.54315	0.78944
1999	第一季度	0.55667	0.79586
1999	第二季度	0.56591	0.79516
1999	第三季度	0.56815	0.79945
1999	第四季度	0.55756	0.79847
2000	第一季度	0.56547	0.80314
2000	第二季度	0.59191	0.79658
2000	第三季度	0.61254	0.80170
2000	第四季度	0.62607	0.80105
2001	第一季度	0.62012	0.80962
2001	第二季度	0.63624	0.80807
2001	第三季度	0.62857	0.80878
2001	第四季度	0.62732	0.80738
2002	第一季度	0.63396	0.80988
2002	第二季度	0.61899	0.80851
2002	第三季度	0.58090	0.80926
2002	第四季度	0.57280	0.80463
2003	第一季度	0.56190	0.80820
2003	第二季度	0.55597	0.80157
2003	第三季度	0.55815	0.80344
2003	第四季度	0.52483	0.79855
2004	第一季度	0.48518	0.80184

续表

年份	季　度	累计美英汇率变动率	累计美英相对通胀率变动率
2004	第二季度	0.49247	0.80241
2004	第三季度	0.48993	0.80057
2004	第四季度	0.47639	0.79788
2005	第一季度	0.47066	0.80077
2005	第二季度	0.47985	0.80192
2005	第三季度	0.49808	0.80873
2005	第四季度	0.50722	0.80861
2006	第一季度	0.50762	0.81070
2006	第二季度	0.48561	0.81031
2006	第三季度	0.47201	0.85015
2006	第四季度	0.46143	0.84065
2007	第一季度	0.45301	0.84790
2007	第二季度	0.44606	0.85542
2007	第三季度	0.43818	0.85889
2007	第四季度	0.43266	0.85585
2008	第一季度	0.44625	0.86367
2008	第二季度	0.44859	0.86544
2008	第三季度	0.46418	0.86720
2008	第四季度	0.53260	0.84998
2009	第一季度	0.59247	0.86390
2009	第二季度	0.54662	0.86637
2009	第三季度	0.51355	0.86496
2009	第四季度	0.51051	0.85734

（1）首先，观察 *UB* 在 1980 年第一季度至 2009 年第四季度期间的走势（见图 4-5）。

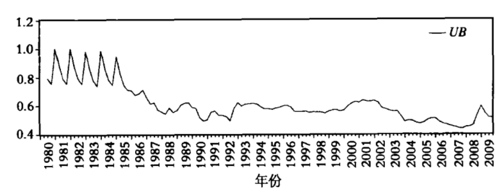


图 4-5 1980—2009 年累计美英汇率变动率走势图

对 *UB* 进行 ADF 检验：

Null Hypothesis: *UB* has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Fixed)

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.264372	0.1888
Test critical values:	1% level	-2.585587	
	5% level	-1.943688	
	10% level	-1.614850	

从上述结果中可以看出，ADF 检验统计量的值 0.1888 大于各种显著性水平下的临界值，检验结果不能拒绝英国对美国累计汇率变动率 *UB* 存在单位根的原假设，于是继续检验 *UB* 一阶差分序列是否为平稳序列，得出如下结果：

Null Hypothesis: D(*UB*) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 4 (Fixed)

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.227656	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.489659	
	5% level	-2.887425	
	10% level	-2.580651	

从检验结果可以看出，ADF 检验统计量的 P 值 0.0000 小于其他各种显著性水平下的临界值，检验结果在 1% 的显著性水平下拒绝美元对英镑累计汇率变动率 *UB* 存在单位根的原假设，所以 *UB* 是一阶单整的平稳序列。

（2）接着观察美国对英国相对消费者物价指数变动率 *UBCPI* 在 1980 年第一季度至 2009 年第四季度期间的季度走势（见图 4-6）。

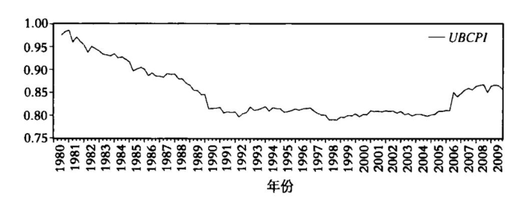


图 4-6　1980—2009 年累计美英相对通胀率变动率走势图

从图 4-6 可以看出，*UBCPI* 既不是一个固定的常数，也没有围绕一个固定的值波动，在形态上呈现一种波动的趋势，从直观角度看，累计英国消费者物价指数变动率 *UBCPI* 不是一个平稳的时间序列。为了进一步验证，对 *UBCPI* 进行 ADF 检验：

Null Hypothesis：*UBCPI* has a unit root

Exogenous：None

Lag Length：4（Fixed）

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.813581	0.3614
Test critical values：	1% level	-2.585587	
	5% level	-1.943688	
	10% level	-1.614850	

从上述结果中可以看出，ADF 检验统计量的 P 值 0.3614 大于各种显著性水平下的临界值，检验结果不能拒绝累计英国消费者物价指数 *UBCPI* 存在单位根的原假设，于是继续检验 *UBCPI* 一阶差分序

列是否为平稳序列，得出如下结果：

Null Hypothesis: D(*UBCPI*) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 4 (Fixed)

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.167935	0.0246
Test critical values:	1% level	-3.489659	
	5% level	-2.887425	
	10% level	-2.580651	

从检验结果可以看出，ADF 检验统计量的 P 值 0.0246 小于其他各种显著性水平下的临界值，检验结果在 5% 的显著性水平下拒绝累计美国对英国相对通货膨胀率变动率 *UBCPI* 存在单位根的原假设，所以 *UBCPI* 是一阶单整的平稳序列。

4.4.2　协整检验

首先，用广义最小二乘法对英国与美国汇率变动率双变量方程进行估计：

Dependent Variable: *UB*
Method: Least Squares
Date: 12/08/10 Time: 22:18
Sample (adjusted): 1980Q3 2009Q4
Included observations: 118 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UBCPI	1.759781	0.145207	12.11911	0.0000
C	-0.881592	0.123305	-7.149705	0.0000
R-squared	0.558722	Mean dependent var		0.609779
Adjusted R-squared	0.554918	S.D. dependent var		0.126562
S.E. of regression	0.084435	Akaike info criterion		-2.088858

续表

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Sum squared resid	0.827002	Schwarz criterion		-2.041897
Log likelihood	125.2426	F-statistic		146.8729
Durbin-Watson stat	0.545677	Prob(F-statistic)		0.000000

从表中结果得出美元对英镑汇率变动率两变量模型为：

$$UB = -0.881592 + 1.759781 UBCPI$$

其中，因为美元对英镑是间接标价法，所以 β 系数为正。

此模型的拟合度达到56%以上，并且通过1%显著性水平下的T检验、F检验。

随后，对残差进行检验，得出以下结果：

Null Hypothesis: *E* has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Fixed)

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.229893	0.0254
Test critical values:	1% level	-2.585587	
	5% level	-1.943688	
	10% level	-1.614850	

从上述结果可以看出，ADF检验统计量的值0.0254小于5%显著性水平下的临界值，因此检验结果表明在5%的显著性水平下拒绝残差存在单位根的原假设，所以判断残差为平稳序列。美英两国的汇率变动率和相对通货膨胀率变动率之间存在协整关系，两国货币之间的购买力平价成立。

4.5 本章小结

通过以上对四种实行浮动汇率制的货币之间是否存在购买力平价关系的实证检验,可以得出如下结论:

(1) 美元对日元、美元对德国货币、美元对英镑之间的相对购买力平价是成立的,但检验结果对美、日汇率的解释能力较弱,可能的原因是1986年“广场协议”之后,日元相对于美元曾大幅升值。这可能是导致尽管购买力平价成立,但检验结果解释能力较差的原因。

(2) 从美元与其他三种货币的协整检验结果可以看出,DW检验值都相对偏小,说明购买力平价模型中存在一定的自相关。这也属正常,分析原因如下:一是汇率和通货膨胀率的变动有明显的传递性,下一期的汇率和通胀率是在上一期的汇率和通胀率的基础上形成的;二是估计有购买力以外的因素影响了汇率的变动趋势。一国的劳动生产率、利率和税收等其他经济变量也会对汇率变动造成影响,而一国的货币、财政等政策也可能对汇率的变动造成影响。

(3) 美元对日元、美元对德国货币、美元对英镑长期购买力平价成立的结论为下一步对人民币均衡有效汇率的测算提供了实证依据。

第五章　基于相对购买力平价模型的人民币均衡有效汇率测算

上一章的实证检验证明了美日、美德、美英之间的长期相对购买力平价成立。因此，可以利用相对购买力平价来估算人民币的均衡有效汇率，从而得知人民币的名义汇率是高估还是低估。这一估算的指导思想是：假如人民币实行浮动汇率制，那么在购买力平价理论框架下，人民币的均衡有效汇率受中国与外国相对通货膨胀率变动的影响而变动，可以估算出它的变动幅度应该是多少。

传统上，利用相对购买力平价对人民币均衡有效汇率进行估算，首先是确定基期水平，并假定基期水平上的实际汇率保持在均衡汇率水平上。因此在计算均衡汇率时，基期的选择成为影响名义汇率是高估或低估的重要因素。为避免选择不同的基期对估算结果的显著影响，本书选择名义汇率变动率与相对通胀率的变动率比较来判断名义汇率的高估或低估程度，从而避免基期选择对实证结果的影响。

本章名义汇率和均衡有效汇率失调分析步骤为：(1)首先将传统相对购买力平价模型调整为以相对通货膨胀率变动率表示名义汇率应该变动幅度的形式。代入中美数据，计算中美均衡汇率变动率与中美名义汇率变动率，得出两者动态差异的程度，由此判断中美名义汇率是被高估还是低估，最后在动态差异的基础上得出累计差异程度。(2)对模型中的外国变量由美国一国扩展为多国加权的形式，代入中国和多国数据，计算中国对多国均衡有效汇率变动率与名义汇率变动率，得出两者动态差异程度，由此判断人民币对多国货币名义汇率相对于均衡有效汇率是被高估还是低估，最后在动态差异结果的基础上得出累计差异程度。

5.1　模型与数据的选取

5.1.1　模型的选取

相对购买力平价的表达形式为：

$$\frac{\tilde{S}_t - S_0}{S_0} = \frac{P_A(1+\tilde{P}_A)}{P_B(1+\tilde{P}_B)} \times \frac{P_B}{P_A} - 1$$

由上式推导出：

$$\frac{\tilde{S}_t - S_0}{S_0} = \frac{\tilde{P}_C - \tilde{P}_n}{1+\tilde{P}_n} \tag{5.1}$$

其中：$\tilde{S}_t$ 表示即期名义汇率；S_0 表示上期名义汇率；$\tilde{P}_C$ 表示中国通胀率；$\tilde{P}_n$ 表示外国通胀率。

在中美均衡汇率变动率与名义汇率变动率差异分析中，将采用公式(5.1)。

在多国名义汇率变动率与均衡有效汇率变动率偏离分析中，假设中国同时只与美国、英国、日本、德国发生贸易，即与中国发生贸易的只有四个国家，且它们之间不存在贸易管制。四个贸易伙伴国国内的物价都会影响到中国消费者的消费行为，即所有消费者都是理性的。其影响的大小取决于两国贸易的密切程度，两国贸易量越大，影响就越大。由此我们可以把公式(5.1)调整为：

$$\frac{\tilde{S}_t - S_0}{S_0} = \frac{\tilde{P}_C - \sum_{i=1}^{n} w_i \tilde{P}_n}{1 + \sum_{i=1}^{n} w_i \tilde{P}_n} \tag{5.2}$$

其中：$\tilde{S}_t$ 表示即期名义汇率；S_0 表示上期名义汇率；$\frac{\tilde{S}_t - S_0}{S_0}$表示现实

名义汇率的变动率；$\tilde{P}_C$ 表示中国通胀变动率；w_i 表示 i 国与中国的贸易权数；$\tilde{P}_n$ 表示外国通胀变动率；$\sum_{i=1}^{n} w_i \tilde{P}_n$ 表示加权后的外国通胀率，$\dfrac{\tilde{P}_C - \sum_{i=1}^{n} w_i \tilde{P}_n}{1 + \sum_{i=1}^{n} w_i \tilde{P}_n}$ 表示中外通胀率的差异。

该模型的具体含义是把两国购买力平价中的外国看作是由四个国家所组成，并以中国与各国进出口贸易额占中国与四国进出口贸易总额的比重作为权数，对四国的通胀率进行加权。由两国购买力平价模型扩展为多国购买力平价模型。公式(5.2)右边的通胀变动率差异表示人民币名义汇率应升值或贬值的幅度，我们把它定义为在均衡状态时名义汇率的变动率应变动的幅度即均衡有效汇率变动率，而右边现实名义汇率的变动率表示人民币名义汇率现实升值或贬值的幅度。理论上，等式左边等于等式右边时人民币名义汇率处于均衡状态，即人民币不存在低估或高估。直接标价法下，如等式左边现实名义汇率变动率为负，则表示即期名义汇率相对上一期名义汇率升值；反之，则表示人民币名义汇率贬值。如等式右边为负，说明中国同期通胀水平低于国外通胀水平，人民币汇率有升值的要求；反之，则说明中国同期通胀水平高于国外通胀水平，人民币有贬值的要求。

公式(5.2)的含义是将名义汇率变动率减去均衡有效汇率变动率，表示名义汇率变动率偏离均衡有效汇率变动率的幅度。如相减结果为负，则说明人民币名义汇率升值幅度比均衡有效汇率应升值幅度大，或均衡有效汇率应贬值幅度比人民币名义汇率贬值幅度大，人民币名义汇率被高估。如相减结果为正，则说明人民币名义汇率升值幅度比均衡有效汇率升值幅度小，或均衡有效汇率贬值幅度比人民币名义汇率贬值幅度小，人民币名义汇率被低估。

5.1.2 数据的选取

名义汇率季度数据选用前述购买力平价实证研究中的数据（详

见附表1),名义汇率的变动率为即期汇率减上期汇率后除以上期汇率(详见附表2)。

美国、英国、日本、德国的 w_i 权数将使用1980—2009年各国与中国的进出口贸易额分别占中国与四国总的进出口贸易额的比重确定(原始数据及计算结果详见附表4)。

5.2　中美名义汇率变动率与均衡汇率变动率偏离分析

将中美数据代入公式(5.1)后得出结果见表5-1。

将表5-1以图形表示,如图5-1所示。

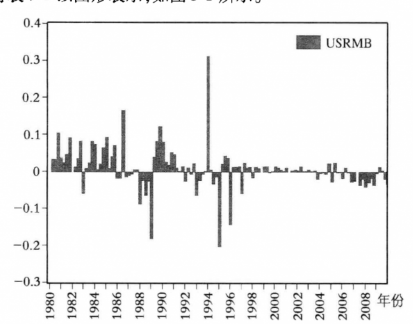


图5-1　中美名义汇率变动率与人民币均衡汇率变动率偏离结果

注:0值上方代表低估程度,0值下方代表高估程度。

对中美名义汇率变动率与均衡汇率变动率动态偏离结果进行分析后,可以得出以下结论。

第一阶段:1981年第一季度至1985年第四季度,中美名义汇率

表 5-1 中美名义汇率变动率与人民币均衡汇率变动率动态偏离结果

时点	中美均衡汇率变动率	中美名义汇率变动率	偏离度	累计偏离度	时点	中美均衡汇率变动率	中美名义汇率变动率	偏离度	累计偏离度
1980Q2	-0.0253	0.0085	0.0338		1984Q1	-0.0216	0.0546	0.0762	1.8606
1980Q3	-0.0116	0.0219	0.0336	1.0685	1984Q2	0.0031	0.0084	0.0053	1.8704
1980Q4	-0.0222	0.0837	0.1059	1.1817	1984Q3	0.0009	0.0220	0.0210	1.9098
1981Q1	-0.0197	0.0189	0.0386	1.2273	1984Q4	0.0181	0.0837	0.0656	2.0351
1981Q2	-0.0160	0.0084	0.0244	1.2572	1985Q1	0.0350	0.1300	0.0951	2.2286
1981Q3	-0.0252	0.0219	0.0471	1.3165	1985Q2	-0.0012	0.0084	0.0096	2.2499
1981Q4	-0.0091	0.0837	0.0928	1.4387	1985Q3	-0.0194	0.0219	0.0414	2.3430
1982Q1	-0.0064	-0.0061	0.0003	1.4391	1985Q4	0.0122	0.0837	0.0716	2.5106
1982Q2	-0.0057	0.0084	0.0141	1.4594	1986Q1	0.0320	0.0158	-0.0162	2.4700
1982Q3	-0.0148	0.0219	0.0367	1.5130	1986Q2	0.0153	-0.0017	-0.0170	2.4279
1982Q4	0.0015	0.0837	0.0822	1.6373	1986Q3	-0.0167	0.1504	0.1671	2.8336
1983Q1	-0.0075	-0.0653	-0.0578	1.5427	1986Q4	0.0233	0.0102	-0.0131	2.7964
1983Q2	-0.0011	0.0085	0.0096	1.5575	1987Q1	0.0101	0.0005	-0.0096	2.7696
1983Q3	-0.0036	0.0219	0.0255	1.5972	1987Q2	0.0052	0.0000	-0.0052	2.7551
1983Q4	0.0013	0.0837	0.0824	1.7289	1987Q3	-0.0063	0.0000	0.0063	2.7725

续表

时点	中美均衡汇率变动率	中美名义汇率变动率	偏离度	累计偏离度	时点	中美均衡汇率变动率	中美名义汇率变动率	偏离度	累计偏离度
1987Q4	-0.0054	0.0000	0.0054	2.7875	1991Q3	0.0079	0.0097	0.0019	2.9770
1988Q1	0.0869	0.0000	-0.0869	2.5453	1991Q4	-0.0089	0.0056	0.0145	3.0200
1988Q2	0.0227	0.0000	-0.0227	2.4874	1992Q1	0.0365	0.0128	-0.0237	2.9486
1988Q3	0.0641	0.0000	-0.0641	2.3279	1992Q2	-0.0066	0.0055	0.0121	2.9842
1988Q4	0.0236	0.0000	-0.0236	2.2728	1992Q3	-0.0018	-0.0066	-0.0047	2.9701
1989Q1	0.1797	0.0000	-0.1797	1.8643	1992Q4	0.0131	0.0355	0.0224	3.0366
1989Q2	-0.0392	0.0000	0.0392	1.9374	1993Q1	0.0822	0.0187	-0.0635	2.8438
1989Q3	-0.0837	0.0000	0.0837	2.0997	1993Q2	0.0175	-0.0058	-0.0233	2.7776
1989Q4	-0.0771	0.0462	0.1234	2.3587	1993Q3	0.0155	0.0093	-0.0063	2.7602
1990Q1	0.1324	0.2126	0.0803	2.5480	1993Q4	0.0022	0.0037	0.0015	2.7643
1990Q2	-0.0265	0.0000	0.0265	2.6155	1994Q1	0.1889	0.5013	0.3124	3.6279
1990Q3	-0.0188	0.0000	0.0188	2.6647	1994Q2	-0.0093	-0.0034	0.0060	3.6496
1990Q4	-0.0013	0.0518	0.0530	2.8060	1994Q3	0.0227	-0.0095	-0.0322	3.5322
1991Q1	0.0041	0.0515	0.0474	2.9389	1994Q4	0.0045	-0.0093	-0.0138	3.4836
1991Q2	0.0060	0.0170	0.0111	2.9714	1995Q1	0.1916	-0.0090	-0.2007	2.7846

续表

时点	中美均衡汇率变动率	中美名义汇率变动率	偏离度	累计偏离度	时点	中美均衡汇率变动率	中美名义汇率变动率	偏离度	累计偏离度
1995Q2	-0.0304	-0.0101	0.0203	2.8411	1999Q1	-0.0157	0.0001	0.0158	2.7814
1995Q3	-0.0476	-0.0050	0.0426	2.9621	1999Q2	-0.0160	0.0000	0.0160	2.8260
1995Q4	-0.0366	0.0010	0.0376	3.0734	1999Q3	0.0015	-0.0001	-0.0016	2.8215
1996Q1	0.1436	0.0006	-0.1429	2.6341	1999Q4	-0.0015	0.0001	0.0016	2.8260
1996Q2	-0.0127	0.0009	0.0136	2.6698	2000Q1	-0.0146	0.0000	0.0146	2.8673
1996Q3	-0.0158	-0.0022	0.0136	2.7062	2000Q2	-0.0106	-0.0001	0.0106	2.8977
1996Q4	-0.0160	-0.0012	0.0148	2.7462	2000Q3	-0.0062	0.0001	0.0064	2.9161
1997Q1	0.0584	-0.0005	-0.0589	2.5845	2000Q4	-0.0025	-0.0002	0.0023	2.9227
1997Q2	-0.0253	-0.0002	0.0251	2.6494	2001Q1	-0.0116	0.0000	0.0115	2.9565
1997Q3	-0.0118	-0.0005	0.0113	2.6792	2001Q2	-0.0005	0.0000	0.0005	2.9579
1997Q4	-0.0151	-0.0009	0.0142	2.7172	2001Q3	-0.0042	0.0000	0.0042	2.9703
1998Q1	0.0153	-0.0003	-0.0156	2.6749	2001Q4	-0.0065	0.0000	0.0065	2.9897
1998Q2	-0.0139	0.0000	0.0140	2.7123	2002Q1	-0.0035	0.0000	0.0035	3.0001
1998Q3	-0.0096	0.0000	0.0097	2.7385	2002Q2	-0.0156	0.0000	0.0157	3.0472
1998Q4	-0.0001	-0.0002	-0.0001	2.7382	2002Q3	-0.0012	0.0000	0.0012	3.0507

续表

时点	中美均衡汇率变动率	中美名义汇率变动率	偏离度	累计偏离度	时点	中美均衡汇率变动率	中美名义汇率变动率	偏离度	累计偏离度
2002Q4	-0.0018	0.0000	0.0019	3.0564	2006Q3	-0.0039	-0.0056	-0.0017	3.0361
2003Q1	-0.0065	0.0000	0.0065	3.0762	2006Q4	0.0135	-0.0134	-0.0269	2.9545
2003Q2	-0.0020	0.0000	0.0020	3.0822	2007Q1	0.0113	-0.0127	-0.0240	2.8835
2003Q3	-0.0032	0.0000	0.0032	3.0920	2007Q2	-0.0107	-0.0109	-0.0002	2.8827
2003Q4	0.0180	0.0000	-0.0180	3.0363	2007Q3	0.0213	-0.0149	-0.0362	2.7783
2004Q1	0.0036	0.0000	-0.0035	3.0255	2007Q4	0.0017	-0.0177	-0.0194	2.7243
2004Q2	0.0015	0.0000	-0.0015	3.0210	2008Q1	0.0049	-0.0357	-0.0407	2.6136
2004Q3	0.0048	0.0000	-0.0048	3.0064	2008Q2	-0.0025	-0.0301	-0.0276	2.5414
2004Q4	-0.0221	0.0000	0.0221	3.0728	2008Q3	0.0015	-0.0153	-0.0169	2.4985
2005Q1	0.0263	0.0000	-0.0263	2.9919	2008Q4	0.0344	-0.0009	-0.0354	2.4102
2005Q2	-0.0240	0.0000	0.0240	3.0637	2009Q1	0.0035	0.0003	-0.0032	2.4026
2005Q3	-0.0161	-0.0173	-0.0013	3.0598	2009Q2	-0.0144	-0.0008	0.0135	2.4350
2005Q4	-0.0049	-0.0061	-0.0012	3.0560	2009Q3	-0.0041	-0.0006	0.0035	2.4436
2006Q1	0.0112	-0.0048	-0.0160	3.0072	2009Q4	0.0176	-0.0001	-0.0178	2.4001
2006Q2	-0.0153	-0.0040	0.0113	3.0412					

注：中美名义汇率变动率为负，表示即期名义汇率相对上一期名义汇率升值，反之表示贬值。均衡汇率变动率为负，表示中国通胀水平低于国外通胀水平，人民币汇率应该升值的幅度，反之表示应贬值幅度。偏离程度为名义汇率变动率减均衡有效汇率变动率，如为负值则表示名义汇率高估幅度，反之表示低估幅度。Q1、Q2、Q3、Q4 分别表示第一、第二、第三、第四季度。

出现了持续的低估,其中:1981 年第四季度低估了 9.28%;1982 年第四季度低估 8.22%。1984 年 7 月,我国将官方汇率从 1 美元兑 1.448元人民币调整为 2.3 元人民币,使 1984 年第四季度名义汇率低估6.56%。这一阶段人民币名义汇率出现持续低估的根本原因在于该阶段美国持续高通胀,1980—1984 年美国通胀率都高于中国;在此期间,中国的通胀率相对稳定,基本在 2% 左右浮动。这就给人民币名义汇率带来了升值要求,但在该阶段人民币名义汇率小幅贬值,由此造成中美名义汇率低估的结果。

第二阶段:1986 年至 1989 年第一季度,中美名义汇率出现了持续的高估,其中 1988 年第一季度至 1989 年第一季度的数据尤为明显。究其原因,主要是因为在此阶段中国出现了持续的高通胀,而美国通胀相对较低,由此带来了对人民币名义汇率大幅贬值的要求。人民币名义汇率在此阶段也出现了小幅贬值的态势,但相对于高通胀带来的巨大贬值要求,贬值幅度明显不足,导致该阶段人民币名义汇率出现了大幅高估。

第三阶段:1989 年第二季度至 1991 年第四季度,中美名义汇率出现了小幅度的低估。究其原因,笔者认为有两点:中国政府对 1987—1988 年过热的经济实施了宏观调控,通货膨胀率持续下降,1989—1990 年还出现了短暂的通货紧缩,而美国在 1989—1991 年间通胀率围绕 5% 上下小幅波动。这就给人民币名义汇率带来了升值的要求。而该阶段中美名义汇率持续贬值且贬值幅度较大,美元汇率已由 1989 年第四季度的 100 美元兑 372.21 元人民币贬值为 1992 第一季度的 100 美元兑 546.17 元人民币,导致该阶段中美名义汇率出现了小幅的低估。

第四阶段:1992 年第一季度至 1999 年第三季度,中美名义汇率出现持续大幅高估,然后逐渐趋于均衡。究其原因,主要是因为在此期间中国出现持续的高通胀,1994 年第一季度至 1995 年第二季度通胀分别达到 26.05%、22.58%、24.04%、24.06%、24.53%、22.23%。而美国在此期间通胀率保持在 3% 左右,这就对人民币提出了大幅贬值的要求,而中美名义汇率在 1992—1994 年确实出现了相应的贬值,由 1992 年第二季度的 100 美元兑 549.17 元人民币贬值到 1993

年第四季度的100美元兑579.61元人民币,贬值约5.5%,但这一幅度显然未达到通胀所要求的贬值幅度,导致该时期人民币现实名义汇率出现了高估。1994年第一季度,人民币一次性贬值到100美元兑827元人民币,由此人民币开始了钉住美元的固定汇率制。而高通胀仍在持续,很快冲抵了这次大幅贬值带来的低估,这就让人民币出现了一定程度的高估。1997年后,中国政府的宏观调控政策效果开始显现,国内通胀逐渐下降,这使人民币出现高估和低估交替的状况。

第五阶段:1999年第四季度至2004年第三季度,中美名义汇率出现"相对均衡→小幅低估→小幅高估→相对均衡"的趋势。究其原因,是因为中国政府实行紧缩的宏观调控政策收效显著,中国在此期间进入通货紧缩时期。而该时期的美国通胀率相对平稳,基本围绕2%左右小幅波动,这就给人民币名义汇率带来升值的要求,而此时人民币仍实行钉住美元的固定汇率制,由此人民币现实汇率出现了小幅低估。从2003年第三季度开始,中国为了缓解持续多年的通货紧缩,开始实行扩张型的调控政策,通胀开始小幅增长,而同期美国通胀率相比中国仍然较高,人民币在此期间仍实行钉住美元的固定汇率制,所以中美名义汇率小幅高估,当中国通胀与美国通胀水平接近后,中美名义汇率趋于均衡。

第六阶段:2004年第四季度至2009年第四季度,中美名义汇率先是低估,然后出现持续小幅高估。究其原因,是因为2005年7月1日人民币开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度,且人民币对美元汇率一次性升值2.11%。中美名义汇率也从2005年第二季度的100美元兑828元人民币升值到662元人民币左右,升值幅度约20%。而在此阶段中国通胀率基本上都比美国的高,特别是2007年第一季度至2007年第四季度通胀分别达到3%、3.7%、6.3%、6.03%。持续的通胀上升给人民币名义汇率带来贬值的要求,而中美名义汇率在这一阶段却升值了,由此造成中美名义汇率高估。

但是,应该指出,虽然2005年以后人民币名义汇率在大多数季度相对于均衡汇率是高估的,但名义汇率变动率与均衡汇率变动率的动态偏离具有传导性,因此以1980年第二季度作为起始数据,估

算中美名义汇率变动率与均衡汇率变动率的累计偏离程度，截至2009年第四季度，中美名义汇率被累计低估了140%。这是长期以来人民币几次大幅贬值，同时在中国的通货膨胀率高于美国的情况下坚持钉住美元的汇率制度的结果。如中国通货膨胀率继续上升且人民币持续大幅升值，中美名义汇率低估程度将应该有所缓解。

5.3 多国名义汇率变动率与均衡有效汇率变动率偏离分析

将多国数据代入公式(5.2)后得到的结果见表5-2。

将表5-2以图形表示，如图5-2所示。

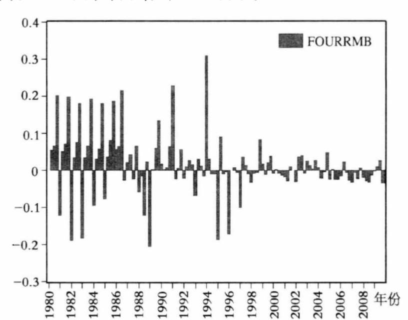


图5-2 多国名义汇率变动率与人民币均衡有效汇率变动率动态偏离结果

注：0值上方代表低估程度，0值下方代表高估程度。

对多国加权名义汇率变动率与均衡有效汇率变动率动态偏离结果进行分析后得出以下结论：

(1) 加入多国变量后，名义汇率和均衡有效汇率的偏离趋势与人民币对美元单独的名义汇率和均衡有效汇率的偏离趋势相同，说

表 5-2　多国名义汇率变动率与人民币均衡有效汇率变动率动态偏离结果

时点	中国对四国均衡有效汇率变动率	中国对四国名义汇率变动率	偏离度	累计偏离度	时点	中国对四国均衡有效汇率变动率	中国对四国名义汇率变动率	偏离度	累计偏离度
1980Q2	-0.0212	0.0326	0.0537		1984Q1	-0.0160	-0.1117	-0.0957	1.6364
1980Q3	-0.0057	0.0591	0.0647	1.1219	1984Q2	0.0047	0.0336	0.0288	1.6836
1980Q4	-0.0141	0.1871	0.2012	1.3477	1984Q3	0.0094	0.0672	0.0578	1.7808
1981Q1	-0.0081	-0.1302	-0.1221	1.1832	1984Q4	0.0135	0.1944	0.1808	2.1028
1981Q2	-0.0129	0.0377	0.0506	1.2431	1985Q1	0.0392	-0.0400	-0.0791	1.9365
1981Q3	-0.0094	0.0611	0.0705	1.3307	1985Q2	0.0008	0.0356	0.0347	2.0037
1981Q4	-0.0089	0.1884	0.1973	1.5933	1985Q3	-0.0148	0.0645	0.0793	2.1626
1982Q1	-0.0014	-0.1906	-0.1892	1.2919	1985Q4	0.0147	0.2002	0.1855	2.5639
1982Q2	-0.0040	0.0288	0.0327	1.3342	1986Q1	0.0347	0.0902	0.0555	2.7061
1982Q3	-0.0065	0.0671	0.0737	1.4325	1986Q2	0.0113	0.0743	0.0630	2.8765
1982Q4	-0.0041	0.1762	0.1803	1.6908	1986Q3	-0.0076	0.2074	0.2150	3.4949
1983Q1	-0.0054	-0.1900	-0.1846	1.3787	1986Q4	0.0254	-0.0018	-0.0272	3.3999
1983Q2	-0.0005	0.0332	0.0337	1.4252	1987Q1	0.0219	0.0423	0.0204	3.4692
1983Q3	0.0047	0.0706	0.0659	1.5191	1987Q2	0.0068	0.0469	0.0402	3.6085
1983Q4	-0.0010	0.1902	0.1912	1.8095	1987Q3	0.0030	-0.0199	-0.0228	3.5261

续表

时点	中国对四国均衡有效汇率变动率	中国对四国名义汇率变动率	偏离度	累计偏离度	时点	中国对四国均衡有效汇率变动率	中国对四国名义汇率变动率	偏离度	累计偏离度
1987Q4	-0.0029	0.0627	0.0656	3.7573	1991Q3	0.0107	0.0153	0.0046	3.8872
1988Q1	0.0948	0.0345	-0.0603	3.5306	1991Q4	-0.0126	0.0425	0.0551	4.1016
1988Q2	0.0261	0.0100	-0.0161	3.4737	1992Q1	0.0407	0.0197	-0.0210	4.0153
1988Q3	0.0721	-0.0497	-0.1218	3.0507	1992Q2	-0.0101	-0.0015	0.0086	4.0500
1988Q4	0.0237	0.0458	0.0221	3.1182	1992Q3	0.0047	0.0295	0.0247	4.1501
1989Q1	0.1894	-0.0177	-0.2071	2.4723	1992Q4	0.0156	0.0304	0.0149	4.2118
1989Q2	-0.0425	-0.0414	0.0011	2.4751	1993Q1	0.0847	0.0164	-0.0683	3.9241
1989Q3	-0.0797	-0.0195	0.0602	2.6241	1993Q2	0.0160	0.0451	0.0291	4.0385
1989Q4	-0.0774	0.0551	0.1325	2.9717	1993Q3	0.0152	0.0248	0.0096	4.0772
1990Q1	0.1417	0.1570	0.0153	3.0172	1993Q4	0.0076	-0.0084	-0.0160	4.0118
1990Q2	-0.0295	-0.0291	0.0004	3.0183	1994Q1	0.1907	0.4996	0.3089	5.2509
1990Q3	-0.0099	-0.0035	0.0063	3.0375	1994Q2	-0.0087	0.0214	0.0302	5.4093
1990Q4	-0.0023	0.0607	0.0629	3.2287	1994Q3	0.0290	0.0194	-0.0096	5.3575
1991Q1	0.0076	0.2344	0.2269	3.9612	1994Q4	0.0047	-0.0051	-0.0097	5.3053
1991Q2	0.0030	-0.0202	-0.0232	3.8692	1995Q1	0.1982	0.0100	-0.1882	4.3066

续表

时点	中国对四国均衡有效汇率变动率	中国对四国名义汇率变动率	偏离度	累计偏离度	时点	中国对四国均衡有效汇率变动率	中国对四国名义汇率变动率	偏离度	累计偏离度
1995Q2	-0.0270	0.0629	0.0899	4.6937	1999Q1	-0.0088	0.0067	0.0154	3.7349
1995Q3	-0.0441	-0.0549	-0.0108	4.6428	1999Q2	-0.0129	-0.0243	-0.0114	3.6923
1995Q4	-0.0331	-0.0381	-0.0050	4.6195	1999Q3	0.0060	0.0262	0.0202	3.7669
1996Q1	0.1496	-0.0230	-0.1726	3.8220	1999Q4	0.0019	0.0383	0.0364	3.9041
1996Q2	-0.0108	-0.0111	-0.0003	3.8210	2000Q1	-0.0069	-0.0159	-0.0091	3.8688
1996Q3	-0.0118	-0.0061	0.0058	3.8430	2000Q2	-0.0064	-0.0064	0.0000	3.8689
1996Q4	-0.0131	-0.0195	-0.0065	3.8181	2000Q3	-0.0011	-0.0096	-0.0085	3.8358
1997Q1	0.0623	-0.0380	-0.1003	3.4353	2000Q4	0.0008	-0.0143	-0.0151	3.7781
1997Q2	-0.0337	0.0013	0.0351	3.5557	2001Q1	-0.0052	-0.0227	-0.0175	3.7120
1997Q3	-0.0106	0.0012	0.0117	3.5974	2001Q2	0.0044	-0.0244	-0.0288	3.6051
1997Q4	-0.0142	-0.0243	-0.0102	3.5608	2001Q3	-0.0026	0.0068	0.0094	3.6390
1998Q1	0.0182	-0.0147	-0.0328	3.4440	2001Q4	-0.0063	-0.0072	-0.0009	3.6357
1998Q2	-0.0142	-0.0219	-0.0077	3.4176	2002Q1	0.0005	-0.0302	-0.0308	3.5238
1998Q3	-0.0054	-0.0115	-0.0061	3.3966	2002Q2	-0.0119	0.0233	0.0353	3.6480
1998Q4	-0.0022	0.0807	0.0829	3.6781	2002Q3	0.0017	0.0407	0.0390	3.7902

续表

时点	中国对四国均衡有效汇率变动率	中国对四国名义汇率变动率	偏离度	累计偏离度	时点	中国对四国均衡有效汇率变动率	中国对四国名义汇率变动率	偏离度	累计偏离度
2002Q4	0.0001	-0.0092	-0.0093	3.7548	2006Q3	-0.0003	-0.0072	-0.0069	3.7961
2003Q1	-0.0002	0.0236	0.0238	3.8440	2006Q4	0.0117	-0.0149	-0.0267	3.6948
2003Q2	-0.0020	0.0095	0.0115	3.8882	2007Q1	0.0178	-0.0146	-0.0324	3.5751
2003Q3	0.0000	0.0030	0.0030	3.8999	2007Q2	-0.0035	-0.0108	-0.0073	3.5491
2003Q4	0.0185	0.0437	0.0253	3.9984	2007Q3	0.0215	-0.0027	-0.0242	3.4632
2004Q1	0.0086	0.0156	0.0070	4.0264	2007Q4	0.0004	0.0054	0.0050	3.4806
2004Q2	0.0073	-0.0139	-0.0212	3.9411	2008Q1	0.0123	-0.0074	-0.0198	3.4118
2004Q3	0.0060	0.0011	-0.0049	3.9217	2008Q2	0.0044	-0.0247	-0.0292	3.3123
2004Q4	-0.0211	0.0257	0.0468	4.1053	2008Q3	0.0029	-0.0302	-0.0332	3.2025
2005Q1	0.0327	0.0071	-0.0256	4.0001	2008Q4	0.0224	0.0083	-0.0141	3.1573
2005Q2	-0.0194	-0.0179	0.0015	4.0061	2009Q1	0.0063	0.0037	-0.0026	3.1490
2005Q3	-0.0098	-0.0362	-0.0264	3.9005	2009Q2	-0.0092	-0.0015	0.0077	3.1734
2005Q4	-0.0034	-0.0280	-0.0247	3.8043	2009Q3	-0.0002	0.0249	0.0251	3.2529
2006Q1	0.0136	-0.0033	-0.0170	3.7398	2009Q4	0.0196	-0.0157	-0.0353	3.1381
2006Q2	-0.0102	0.0119	0.0221	3.8225					

注：中美名义汇率变动率为负，表示即期名义汇率相对上一期名义汇率升值，反之表示贬值。均衡有效汇率变动率为负，表示中国通胀水平低于国外通胀水平，人民币汇率应该升值的幅度，反之表示应贬值幅度。偏离程度为名义汇率变动率减均衡有效汇率变动率，如为负值则表示汇率高估幅度，反之表示低估幅度。Q1、Q2、Q3、Q4 分别表示第一、第二、第三、第四季度。

明偏离结果基本反映了在所涉及的时期内名义汇率变动率与均衡有效汇率变动率的变化情况。

（2）由于多国名义汇率变动率与均衡有效汇率变动率的动态偏离具有传导性，因此以1980年第二季度作为起始数据，计算多国名义汇率变动率与均衡有效汇率变动率的累计偏离程度，结果发现人民币名义汇率低估达314%之多。如中国通货膨胀率继续上升且人民币持续大幅升值，加入多国变量后的人民币名义汇率低估程度将有所缓解。

（3）另外发现，人民币对多国货币的偏离及人民币对美元的偏离两种结果之间存在差异，这说明在购买力平价模型中引入多国加权变量后对两国汇率变动有显著影响。这在一定程度上解决了传统相对购买力平价在判断人民币名义汇率高估或低估时未考虑第三国通胀率对两国汇率变动所产生的影响的问题。

（4）人民币名义汇率对多国均衡有效汇率的偏离，实际上只有理论探讨上的意义。本章在估算偏离程度时，是以所选四国和中国的贸易额占四国对中国总贸易额的比例作为权重的。这在理论上无疑是正确的。但实际上，人民币汇率形成机制中"参考一篮子货币"的篮子里四种外汇的权重和各国对中国的贸易额比例有很大差距。

5.4　本章小结

本章分别对中美名义汇率变动率与均衡汇率变动率偏离以及人民币对多国名义汇率变动率与均衡有效汇率变动率偏离进行了估算。结果表明，两种偏离结果的趋势相同，说明偏离结果基本反映了所涉时期的名义汇率变动率与均衡有效汇率变动率的变化情况。另外发现两种偏离结果之间存在差异，这说明在购买力平价模型中引入多国变量后对两国汇率变动有显著影响，在一定程度上解决了传统相对购买力平价在判断人民币名义汇率高估或低估时未考虑第三国通胀率对两国汇率变动所产生的影响的问题。最后估算的结果

是,人民币对美元名义汇率变动率在1980—2009年累计低估约140%;人民币对四国加权的名义汇率变动率在同期累计低估了214%左右。如果人民币名义汇率继续升值,且中国通胀水平持续升高,人民币名义汇率低估的趋势将得到缓解。

第六章　结论、政策建议与展望

6.1　结　　论

购买力平价理论作为决定长期汇率的重要理论依据，一直被学者广泛应用。它是研究长期汇率是否合理的基础。购买力平价理论表明：若本国与外国长期购买力平价成立，则能用两国相对通货膨胀率的变动率推算出均衡有效汇率变动率，进而作为评价一国名义汇率是否趋于合理的重要依据。本书通过对美日、美德、美英货币（都实行浮动汇率制）的季度名义汇率与美、日、英、德季度CPI指数进行购买力平价实证检验，发现美国对其余三个国家的汇率和通货膨胀率存在着稳定的协整关系。在购买力平价均成立的基础上，假设人民币实行浮动汇率制，推算出了中美名义汇率变动率与均衡有效汇率变动率的动态差异程度和累计差异程度；随后加入多国变量，推算多国名义汇率变动率与均衡有效汇率变动率的动态和累计偏离程度，得出如下结论。

结论一：美元与日元、德国货币、英镑长期购买力平价成立。

对购买力平价双变量模型进行单位根检验、Engle-Granger协整检验后发现，美元对日元、美元对德国货币、美元对英镑的汇率与美国对此三国的通货膨胀率之间协整关系成立，即长期购买力平价成立。

结论二：基于购买力平价理论估算认为1980—2009年人民币名义汇率变动率低估。

通过相对购买力平价模型推算出了中美名义汇率变动率与均衡

汇率变动率的动态和累计偏离程度,研究结果表明:中美名义汇率变动率在 1980 年第二季度至 2009 年第四季度累计低估 140%。

随后,在相对购买力平价模型中引入美、日、德、英多国变量,以各国与中国的贸易额占四国与中国的总贸易额的比例为权重,推算出了中国对多国名义汇率变动率与均衡有效汇率变动率的动态和累计偏离程度。研究结果表明:中国对多国名义汇率变动率在 1980 年第二季度至 2009 年第四季度累计低估 214%。由于中国参考一篮子外币的篮子里各种外汇的权重并非以外国同中国的贸易额计算,所以中国对多国汇率变动率的偏离幅度只有理论上的意义。

结论三:第三国购买力平价对两国汇率变动有显著影响。

研究结果表明,引入多国变量和未引入多国变量的偏离结果之间趋势相同,说明偏离结果基本反映了所涉时期的名义汇率变动与均衡有效汇率变动的实际情况。另外,引入多国变量和未引入多国变量的偏离结果之间存在一些差异,这说明购买力平价模型引入多国变量后对两国汇率变动有显著影响,在一定程度上解决了传统相对购买力平价在判断人民币名义汇率高估或低估时未考虑第三国通胀率对两国汇率变动所产生的影响的问题。

6.2 政 策 建 议

根据上述研究,在购买力平价理论框架内,目前人民币名义汇率存在一定程度的低估。本书将在此基础上提出一些政策建议:

第一,从中国和外国贸易商品价格的变动幅度来看,目前人民币名义汇率存在一定程度的低估。这是长期实行的钉住美元的汇率政策积累造成的。2005 年以后,人民币对美元汇率已经升值 20% 左右,但仍无法抵消人民币长期低估造成的汇率扭曲。今后在人民币升值的同时,如果中国的通货膨胀率又高于美国的话,人民币汇率的低估将有所缓解。

第二,根据历史的经验,经济发展速度较快的国家往往通货膨胀

率较高,因此货币有贬值的压力。可以预见,今后几年中国经济快速增长的趋势还将保持下去,所以中国的通货膨胀率在一定时期仍将高于世界其他各国。面对国内通货膨胀的压力,政府往往采取汇率升值的方法来帮助遏制通货膨胀。前几年中国政府也是采取这样的措施。这种方法,在人民币汇率存在一定低估的情况下可以达到双赢的效果。

6.3　不足之处及展望

本书从宏观经济学的角度,基于购买力平价理论对人民币汇率是否合理进行了实证研究。应当承认,本书的研究成果还是比较浅近的,它主要考虑了通货膨胀对汇率变动的影响,但实际上影响汇率的因素还有很多,比如政治的、历史的、金融危机和宏观调控等因素,有些无法量化,不能进行数理的计算。因此,本书所得出的研究结论是为判断人民币汇率是否合理提供参考依据,不能说已是一种非常精确的衡量标准。

本书测算了1980年以来人民币名义汇率的变动率相对于均衡有效汇率变动率的偏离程度,得出人民币的名义汇率变动率存在低估。但1980年时人民币汇率是否已经存在高估(也就是说,目前人民币汇率的低估程度远不如上面测算的数字那么大)?答案应该是肯定的。改革开放前,中国实行计划经济,人民币汇率的形成基本上不受市场力量的影响,而政府一般都将美元的实际价值低估,所以当时人民币汇率的高估是完全有可能的。20世纪80年代初,官方汇率在1美元兑1.5元人民币,而黑市汇率竟达到1美元兑4元人民币左右,可以从一个侧面说明问题。但要取得相关的实证支持,还需花费大量的时间、精力,开展细致的研究工作。这正是笔者今后的目标。

附　　表

附表 1　相关变量原始数据表

年份	季　度	美元对人民币汇率	美国CPI	德国货币对人民币汇率	德国CPI	日元对人民币汇率	日本CPI	英镑对人民币汇率	英国CPI	中国CPI
1980	第一季度	144.22	45.84	71.31	59.73	0.59	72.84	287.73	37.04	25.73
1980	第二季度	145.44	47.50	75.59	60.78	0.61	75.11	326.22	39.20	26.01
1980	第三季度	148.63	48.40	83.80	61.13	0.65	75.91	364.68	40.04	26.20
1980	第四季度	161.07	49.66	99.99	62.56	0.81	76.84	412.29	40.78	26.30
1981	第一季度	164.11	50.98	65.23	63.11	0.68	77.54	285.25	41.74	26.48
1981	第二季度	165.49	52.16	69.15	64.33	0.71	78.84	323.41	43.80	26.67
1981	第三季度	169.12	53.65	76.66	65.23	0.76	79.11	361.53	44.54	26.76
1981	第四季度	183.28	54.42	91.47	66.98	0.95	79.97	408.73	45.64	26.90
1982	第一季度	182.16	54.87	67.23	66.86	0.67	79.97	273.98	46.38	26.95

续表

年份	季度	美元对人民币汇率	美国CPI	德国货币对人民币汇率	德国CPI	日元对人民币汇率	日本CPI	英镑对人民币汇率	英国CPI	中国CPI
1982	第二季度	183.69	55.71	71.26	67.76	0.69	80.87	310.63	47.87	27.21
1982	第三季度	187.72	56.76	79.00	68.56	0.75	81.27	347.25	48.11	27.32
1982	第四季度	203.44	56.88	94.27	70.14	0.93	81.97	392.58	48.46	27.42
1983	第一季度	190.16	56.85	66.94	69.55	0.74	81.71	247.91	48.69	27.20
1983	第二季度	191.77	57.56	70.96	70.01	0.76	82.67	281.07	49.67	27.51
1983	第三季度	195.97	58.25	78.67	70.69	0.82	82.47	314.20	50.34	27.74
1983	第四季度	212.38	58.76	93.87	72.01	1.02	83.34	355.22	50.91	28.02
1984	第一季度	223.98	59.40	70.35	71.56	0.86	83.71	255.32	51.20	27.72
1984	第二季度	225.86	60.05	74.57	72.00	0.89	84.41	289.48	52.24	28.11
1984	第三季度	230.82	60.70	82.67	71.98	0.96	84.27	323.60	52.69	28.44
1984	第四季度	250.14	61.14	98.65	73.52	1.20	85.31	365.85	53.37	29.16
1985	第一季度	282.66	61.54	87.11	73.28	1.10	85.41	316.00	54.02	30.37
1985	第二季度	285.04	62.28	92.34	73.77	1.14	86.14	358.27	55.88	30.70
1985	第三季度	291.29	62.74	102.37	73.56	1.22	86.31	400.50	56.02	30.33
1985	第四季度	315.68	63.30	122.15	74.75	1.52	86.67	452.79	56.29	30.97

续表

年份	季　度	美元对人民币汇率	美国CPI	德国货币对人民币汇率	德国CPI	日元对人民币汇率	日本CPI	英镑对人民币汇率	英国CPI	中国CPI
1986	第一季度	320.68	63.46	136.27	73.84	1.71	86.74	462.45	56.68	32.04
1986	第二季度	320.13	63.30	149.38	73.73	1.89	86.94	482.65	57.43	32.45
1986	第三季度	368.28	63.77	176.56	73.34	2.36	86.51	547.97	57.48	32.15
1986	第四季度	372.02	64.13	185.47	74.08	2.32	86.47	532.51	58.23	33.08
1987	第一季度	372.21	64.84	201.76	73.42	2.43	86.01	572.09	58.93	33.78
1987	第二季度	372.21	65.69	206.19	73.77	2.61	87.07	611.28	59.83	34.40
1987	第三季度	372.21	66.43	202.61	73.73	2.53	86.91	603.45	59.97	34.57
1987	第四季度	372.21	67.00	218.41	74.78	2.75	87.11	652.56	60.62	34.68
1988	第一季度	372.21	67.40	222.11	74.14	2.91	86.67	668.69	60.91	37.90
1988	第二季度	372.21	68.25	218.57	74.63	2.97	87.27	686.53	62.38	39.24
1988	第三季度	372.21	69.16	199.77	74.69	2.78	87.41	630.89	63.24	42.28
1988	第四季度	372.21	69.88	209.66	76.02	2.97	88.07	665.95	64.57	43.72
1989	第一季度	372.21	70.65	201.66	75.94	2.90	87.57	652.72	65.61	52.06
1989	第二季度	372.21	71.82	193.12	76.76	2.71	89.64	607.61	67.49	50.88
1989	第三季度	372.21	72.40	193.12	76.77	2.61	89.81	593.39	68.12	47.03

续表

年份	季　度	美元对人民币汇率	美国CPI	德国货币对人民币汇率	德国CPI	日元对人民币汇率	日本CPI	英镑对人民币汇率	英国CPI	中国CPI
1989	第四季度	389.41	73.09	215.55	78.33	2.73	90.37	617.81	69.47	43.85
1990	第一季度	472.21	74.35	279.56	78.01	2.90	90.71	782.12	70.70	50.41
1990	第二季度	472.21	75.11	281.71	78.53	2.71	91.91	789.79	74.01	49.59
1990	第三季度	472.21	76.40	296.33	78.86	2.61	92.11	879.28	75.22	49.51
1990	第四季度	496.65	77.64	330.62	80.70	2.73	93.61	965.19	76.40	50.25
1991	第一季度	522.21	78.28	342.16	80.27	3.91	94.07	997.82	76.85	50.87
1991	第二季度	531.11	78.75	306.30	81.03	3.84	95.01	907.55	78.45	51.48
1991	第三季度	536.28	79.37	307.96	82.40	3.93	95.01	903.70	78.81	52.29
1991	第四季度	539.26	79.97	331.06	83.90	4.16	96.17	954.85	79.57	52.22
1992	第一季度	546.17	80.53	338.46	85.03	4.26	95.87	969.92	80.00	54.49
1992	第二季度	549.17	81.18	339.74	86.00	4.22	97.14	991.59	81.72	54.57
1992	第三季度	545.56	81.82	372.76	86.47	4.37	96.74	1 039.88	81.66	54.90
1992	第四季度	564.94	82.40	365.47	86.73	4.60	97.07	895.09	82.00	56.01
1993	第一季度	575.51	83.10	351.72	88.93	4.76	97.11	849.81	81.45	61.09
1993	第二季度	572.18	83.74	353.74	89.77	5.20	98.04	877.67	82.76	62.63

续表

年份	季度	美元对人民币汇率	美国CPI	德国货币对人民币汇率	德国CPI	日元对人民币汇率	日本CPI	英镑对人民币汇率	英国CPI	中国CPI
1993	第三季度	577.49	84.07	344.43	90.37	5.47	98.44	869.65	83.00	63.85
1993	第四季度	579.61	84.65	345.21	90.43	5.36	98.21	866.17	83.27	64.43
1994	第一季度	870.17	85.19	505.08	91.63	8.08	98.34	1 297.45	83.39	77.01
1994	第二季度	867.25	85.73	521.73	92.23	8.39	98.74	1 303.07	84.89	76.78
1994	第三季度	859.01	86.49	549.50	92.77	8.66	98.47	1 330.60	84.91	79.20
1994	第四季度	851.03	86.90	551.51	92.73	8.61	99.01	1 349.02	85.46	79.93
1995	第一季度	843.35	87.61	572.34	93.53	8.77	98.47	1 335.25	86.23	95.90
1995	第二季度	834.84	88.39	598.07	93.90	9.86	98.71	1 333.86	87.79	93.84
1995	第三季度	830.67	88.77	580.55	94.20	8.88	98.47	1 307.58	88.03	89.78
1995	第四季度	831.49	89.20	583.93	94.10	8.18	98.41	1 297.53	88.16	86.93
1996	第一季度	832.02	90.01	566.65	94.87	7.86	98.14	1 274.81	88.61	100.20
1996	第二季度	832.76	90.90	547.41	95.27	7.74	98.84	1 268.62	89.77	99.92
1996	第三季度	830.95	91.39	555.22	95.50	7.62	98.67	1 291.67	89.93	98.88
1996	第四季度	829.94	92.04	542.23	95.53	7.33	98.94	1 357.83	90.47	98.00
1997	第一季度	829.50	92.66	502.05	96.57	6.86	98.71	1 356.01	91.00	104.38

续表

年份	季度	美元对人民币汇率	美国CPI	德国货币对人民币汇率	德国CPI	日元对人民币汇率	日本CPI	英镑对人民币汇率	英国CPI	中国CPI
1997	第二季度	829.36	93.03	484.43	96.70	6.93	100.84	1 356.74	92.16	102.16
1997	第三季度	828.92	93.40	458.89	97.60	7.03	100.81	1 348.70	93.06	101.36
1997	第四季度	828.15	93.77	471.78	97.47	6.62	101.08	1 375.49	93.80	100.23
1998	第一季度	827.91	94.02	455.69	97.70	6.46	100.68	1 363.78	94.10	102.03
1998	第二季度	827.93	94.52	461.48	98.03	6.11	101.18	1 368.95	95.84	101.15
1998	第三季度	827.96	94.89	469.85	98.30	5.92	100.61	1 368.81	96.15	100.57
1998	第四季度	827.78	95.22	497.49	97.93	6.93	101.61	1 386.91	96.58	100.91
1999	第一季度	827.87	95.59	475.62	97.97	7.13	100.58	1 352.54	96.17	99.72
1999	第二季度	827.86	96.52	447.62	98.53	6.85	100.91	1 330.07	97.19	99.09
1999	第三季度	827.75	97.12	443.86	98.87	7.28	100.61	1 324.62	97.27	99.85
1999	第四季度	827.84	97.72	439.28	98.83	7.92	100.61	1 349.46	97.99	100.32
2000	第一季度	827.86	98.68	418.05	99.53	7.74	99.98	1 330.36	98.38	99.84
2000	第二季度	827.81	99.73	395.84	99.67	7.77	100.21	1 268.07	100.23	99.84
2000	第三季度	827.92	100.52	383.48	100.23	7.69	99.98	1 224.04	100.38	100.01
2000	第四季度	827.76	101.07	367.48	100.57	7.54	99.84	1 196.76	101.01	100.31

续表

年份	季　度	美元对人民币汇率	美国CPI	德国货币对人民币汇率	德国CPI	日元对人民币汇率	日本CPI	英镑对人民币汇率	英国CPI	中国CPI
2001	第一季度	827.72	102.03	390.59	101.20	7.01	99.54	1 208.08	100.89	100.10
2001	第二季度	827.71	103.10	369.26	102.13	6.74	99.48	1 176.67	102.14	101.10
2001	第三季度	827.69	103.23	376.67	102.37	6.80	99.21	1 190.82	102.18	100.80
2001	第四季度	827.68	102.94	377.74	102.20	6.68	98.84	1 193.17	102.07	99.86
2002	第一季度	827.68	103.31	370.60	103.17	6.25	98.14	1 180.54	102.12	99.87
2002	第二季度	827.71	104.43	386.72	103.37	6.50	98.57	1 208.46	103.40	99.39
2002	第三季度	827.68	104.88	415.87	103.53	6.94	98.41	1 282.79	103.75	99.70
2002	第四季度	827.71	105.21	422.40	103.43	6.75	98.31	1 300.72	104.67	99.83
2003	第一季度	827.71	106.27	453.11	104.37	6.96	97.91	1 325.46	105.26	100.19
2003	第二季度	827.70	106.66	479.74	104.27	6.98	98.34	1 339.43	106.51	100.36
2003	第三季度	827.71	107.18	475.83	104.57	7.05	98.17	1 334.20	106.78	100.53
2003	第四季度	827.69	107.20	502.62	104.63	7.61	98.01	1 413.81	107.45	102.36
2004	第一季度	827.71	108.17	527.92	105.43	7.71	97.77	1 520.66	107.98	103.65
2004	第二季度	827.69	109.72	509.04	106.13	7.55	98.04	1 497.77	109.45	105.29
2004	第三季度	827.67	110.11	516.40	106.53	7.53	98.07	1 505.46	110.09	106.17

续表

年份	季　度	美元对人民币汇率	美国CPI	德国货币对人民币汇率	德国CPI	日元对人民币汇率	日本CPI	英镑对人民币汇率	英国CPI	中国CPI
2004	第四季度	827.65	110.76	548.26	106.70	7.83	98.51	1 547.05	111.11	104.45
2005	第一季度	827.65	111.46	554.89	107.27	7.93	97.57	1 565.65	111.41	107.86
2005	第二季度	827.65	112.95	532.29	107.93	7.69	97.94	1 535.06	112.74	106.71
2005	第三季度	813.30	114.32	505.99	108.80	7.30	97.77	1 450.14	113.15	106.29
2005	第四季度	808.32	114.91	491.43	109.10	6.91	97.97	1 414.65	113.75	106.32
2006	第一季度	804.43	115.53	493.97	109.37	6.88	97.97	1 406.73	114.07	108.08
2006	第二季度	801.21	117.48	513.56	110.10	7.00	98.61	1 462.08	116.05	108.25
2006	第三季度	796.74	117.83	518.57	110.50	6.86	98.60	1 494.87	110.69	108.15
2006	第四季度	786.09	117.13	518.72	110.53	6.68	98.11	1 508.40	111.27	108.97
2007	第一季度	776.09	118.33	519.11	111.26	6.51	97.59	1 516.74	111.45	111.32
2007	第二季度	767.63	120.59	527.97	112.13	6.36	98.04	1 523.49	112.59	112.26
2007	第三季度	756.18	120.93	530.28	112.74	6.42	98.24	1 527.67	112.45	114.97
2007	第四季度	742.81	121.33	550.00	113.68	6.58	98.70	1 519.89	113.22	115.55
2008	第一季度	716.26	123.17	549.69	114.51	6.81	98.60	1 417.84	113.90	117.87
2008	第二季度	694.67	125.87	554.20	115.38	6.60	99.45	1 367.66	116.17	120.16

续表

年份	季　度	美元对人民币汇率	美国CPI	德国货币对人民币汇率	德国CPI	日元对人民币汇率	日本CPI	英镑对人民币汇率	英国CPI	中国CPI
2008	第三季度	684.02	127.34	527.77	116.21	6.35	100.43	1 299.17	117.29	121.74
2008	第四季度	683.37	123.74	469.93	115.56	6.97	99.71	1 106.44	116.30	122.49
2009	第一季度	683.57	123.12	455.28	115.45	7.28	98.47	982.40	113.81	122.30
2009	第二季度	682.99	124.43	475.17	115.66	7.02	98.47	1 057.58	114.70	121.84
2009	第三季度	682.58	125.28	499.20	115.91	7.30	98.18	1 120.93	115.67	122.17
2009	第四季度	682.48	125.52	488.41	116.05	7.03	97.69	1 127.40	116.91	124.56

附表 2　人民币对四国货币名义汇率变动率表

年份	季　度	中美变动率	中德变动率	中日变动率	中英变动率	加权变动率
1980	第二季度	0.0311	0.0600	0.0319	0.1338	0.0326
1980	第三季度	0.0107	0.1086	0.0751	0.1179	0.0591
1980	第四季度	0.0123	0.1932	0.2481	0.1306	0.1871
1981	第一季度	0.0091	-0.3476	-0.1580	-0.3081	-0.1302
1981	第二季度	0.0168	0.0600	0.0319	0.1338	0.0377
1981	第三季度	0.0034	0.1086	0.0751	0.1179	0.0611
1981	第四季度	0.0110	0.1932	0.2481	0.1306	0.1884
1982	第一季度	0.0000	-0.2651	-0.2897	-0.3297	-0.1906
1982	第二季度	0.0113	0.0600	0.0319	0.1338	0.0288
1982	第三季度	0.0049	0.1086	0.0751	0.1179	0.0671
1982	第四季度	0.0086	0.1932	0.2481	0.1306	0.1762
1983	第一季度	-0.0033	-0.2899	-0.2103	-0.3685	-0.1900
1983	第二季度	0.0118	0.0600	0.0319	0.1338	0.0332
1983	第三季度	-0.0024	0.1086	0.0751	0.1179	0.0706
1983	第四季度	0.0105	0.1932	0.2481	0.1306	0.1902
1984	第一季度	0.0044	-0.2506	-0.1509	-0.2812	-0.1117
1984	第二季度	0.0084	0.0600	0.0319	0.1338	0.0336
1984	第三季度	-0.0016	0.1086	0.0751	0.1179	0.0672
1984	第四季度	0.0123	0.1932	0.2481	0.1306	0.1944
1985	第一季度	0.0012	-0.1169	-0.0800	-0.1362	-0.0400
1985	第二季度	0.0086	0.0600	0.0319	0.1338	0.0356
1985	第三季度	0.0019	0.1086	0.0751	0.1179	0.0645
1985	第四季度	0.0042	0.1932	0.2481	0.1306	0.2002
1986	第一季度	0.0008	0.1156	0.1201	0.0213	0.0902
1986	第二季度	0.0023	0.0962	0.1044	0.0437	0.0743
1986	第三季度	-0.0050	0.1820	0.2540	0.1353	0.2074
1986	第四季度	-0.0004	0.0505	-0.0194	-0.0282	-0.0018
1987	第一季度	-0.0054	0.0878	0.0464	0.0743	0.0423

续表

年份	季　度	中美变动率	中德变动率	中日变动率	中英变动率	加权变动率
1987	第二季度	0.0124	0.0220	0.0758	0.0685	0.0469
1987	第三季度	-0.0019	-0.0174	-0.0292	-0.0128	-0.0199
1987	第四季度	0.0023	0.0780	0.0841	0.0814	0.0627
1988	第一季度	-0.0050	0.0170	0.0587	0.0247	0.0345
1988	第二季度	0.0069	-0.0160	0.0196	0.0267	0.0100
1988	第三季度	0.0015	-0.0860	-0.0616	-0.0810	-0.0497
1988	第四季度	0.0076	0.0495	0.0686	0.0556	0.0458
1989	第一季度	-0.0057	-0.0382	-0.0249	-0.0199	-0.0177
1989	第二季度	0.0236	-0.0423	-0.0663	-0.0691	-0.0414
1989	第三季度	0.0019	0.0000	-0.0345	-0.0234	-0.0195
1989	第四季度	0.0063	0.1161	0.0453	0.0412	0.0551
1990	第一季度	0.0037	0.2970	0.0611	0.2660	0.1570
1990	第二季度	0.0132	0.0077	-0.0663	0.0098	-0.0291
1990	第三季度	0.0022	0.0519	-0.0345	0.1133	-0.0035
1990	第四季度	0.0163	0.1157	0.0453	0.0977	0.0607
1991	第一季度	0.0050	0.0349	0.4295	0.0338	0.2344
1991	第二季度	0.0099	-0.1048	-0.0160	-0.0905	-0.0202
1991	第三季度	0.0000	0.0054	0.0230	-0.0042	0.0153
1991	第四季度	0.0123	0.0750	0.0575	0.0566	0.0425
1992	第一季度	-0.0031	0.0224	0.0243	0.0158	0.0197
1992	第二季度	0.0132	0.0038	-0.0102	0.0223	-0.0015
1992	第三季度	-0.0041	0.0972	0.0362	0.0487	0.0295
1992	第四季度	0.0034	-0.0196	0.0523	-0.1392	0.0304
1993	第一季度	0.0003	-0.0376	0.0359	-0.0506	0.0164
1993	第二季度	0.0096	0.0058	0.0922	0.0328	0.0451
1993	第三季度	0.0041	-0.0263	0.0518	-0.0091	0.0248
1993	第四季度	-0.0024	0.0023	-0.0196	-0.0040	-0.0084
1994	第一季度	0.0014	0.4631	0.5064	0.4979	0.4996

续表

年份	季　度	中美变动率	中德变动率	中日变动率	中英变动率	加权变动率
1994	第二季度	0.0041	0.0330	0.0386	0.0043	0.0214
1994	第三季度	-0.0027	0.0532	0.0322	0.0211	0.0194
1994	第四季度	0.0054	0.0037	-0.0057	0.0138	-0.0051
1995	第一季度	-0.0054	0.0378	0.0177	-0.0102	0.0100
1995	第二季度	0.0024	0.0450	0.1253	-0.0010	0.0629
1995	第三季度	-0.0024	-0.0293	-0.0998	-0.0197	-0.0549
1995	第四季度	-0.0007	0.0058	-0.0786	-0.0077	-0.0381
1996	第一季度	-0.0027	-0.0296	-0.0397	-0.0175	-0.0230
1996	第二季度	0.0071	-0.0340	-0.0149	-0.0049	-0.0111
1996	第三季度	-0.0017	0.0143	-0.0155	0.0182	-0.0061
1996	第四季度	0.0027	-0.0234	-0.0385	0.0512	-0.0195
1997	第一季度	-0.0024	-0.0741	-0.0640	-0.0013	-0.0380
1997	第二季度	0.0216	-0.0351	0.0110	0.0005	0.0013
1997	第三季度	-0.0003	-0.0527	0.0145	-0.0059	0.0012
1997	第四季度	0.0026	0.0281	-0.0591	0.0199	-0.0243
1998	第一季度	-0.0040	-0.0341	-0.0238	-0.0085	-0.0147
1998	第二季度	0.0050	0.0127	-0.0544	0.0038	-0.0219
1998	第三季度	-0.0056	0.0181	-0.0310	-0.0001	-0.0115
1998	第四季度	0.0099	0.0588	0.1708	0.0132	0.0807
1999	第一季度	-0.0102	-0.0440	0.0284	-0.0248	0.0067
1999	第二季度	0.0033	-0.0589	-0.0387	-0.0166	-0.0243
1999	第三季度	-0.0030	-0.0084	0.0633	-0.0041	0.0262
1999	第四季度	0.0000	-0.0103	0.0878	0.0188	0.0383
2000	第一季度	-0.0063	-0.0483	-0.0228	-0.0142	-0.0159
2000	第二季度	0.0023	-0.0531	0.0030	-0.0468	-0.0064
2000	第三季度	-0.0023	-0.0312	-0.0094	-0.0347	-0.0096
2000	第四季度	-0.0013	-0.0417	-0.0202	-0.0223	-0.0143
2001	第一季度	-0.0030	0.0629	-0.0696	0.0095	-0.0227

续表

年份	季　度	中美变动率	中德变动率	中日变动率	中英变动率	加权变动率
2001	第二季度	-0.0007	-0.0546	-0.0384	-0.0260	-0.0244
2001	第三季度	-0.0027	0.0201	0.0080	0.0120	0.0068
2001	第四季度	-0.0037	0.0028	-0.0178	0.0020	-0.0072
2002	第一季度	-0.0071	-0.0189	-0.0641	-0.0106	-0.0302
2002	第二季度	0.0044	0.0435	0.0407	0.0236	0.0233
2002	第三季度	-0.0017	0.0754	0.0667	0.0615	0.0407
2002	第四季度	-0.0010	0.0157	-0.0273	0.0140	-0.0092
2003	第一季度	-0.0041	0.0727	0.0316	0.0190	0.0236
2003	第二季度	0.0044	0.0588	0.0032	0.0105	0.0095
2003	第三季度	-0.0017	-0.0081	0.0087	-0.0039	0.0030
2003	第四季度	-0.0017	0.0563	0.0797	0.0597	0.0437
2004	第一季度	-0.0024	0.0503	0.0134	0.0756	0.0156
2004	第二季度	0.0027	-0.0358	-0.0202	-0.0150	-0.0139
2004	第三季度	0.0003	0.0145	-0.0031	0.0051	0.0011
2004	第四季度	0.0044	0.0617	0.0401	0.0276	0.0257
2005	第一季度	-0.0095	0.0121	0.0126	0.0120	0.0071
2005	第二季度	0.0038	-0.0407	-0.0303	-0.0195	-0.0179
2005	第三季度	-0.0017	-0.0494	-0.0504	-0.0553	-0.0362
2005	第四季度	0.0020	-0.0288	-0.0543	-0.0245	-0.0280
2006	第一季度	0.0000	0.0052	-0.0039	-0.0056	-0.0033
2006	第二季度	0.0065	0.0397	0.0177	0.0393	0.0119
2006	第三季度	-0.0001	0.0097	-0.0207	0.0224	-0.0072
2006	第四季度	-0.0050	0.0003	-0.0255	0.0090	-0.0149
2007	第一季度	-0.0053	0.0007	-0.0260	0.0055	-0.0146
2007	第二季度	0.0047	0.0171	-0.0231	0.0045	-0.0108
2007	第三季度	0.0020	0.0044	0.0096	0.0027	-0.0027
2007	第四季度	0.0046	0.0372	0.0249	-0.0051	0.0054
2008	第一季度	-0.0357	-0.0006	0.0352	-0.0671	-0.0074

续表

年份	季　度	中美变动率	中德变动率	中日变动率	中英变动率	加权变动率
2008	第二季度	-0.0301	0.0082	-0.0304	-0.0354	-0.0247
2008	第三季度	-0.0153	-0.0477	-0.0379	-0.0501	-0.0302
2008	第四季度	-0.0009	-0.1096	0.0975	-0.1483	0.0083
2009	第一季度	0.0003	-0.0312	0.0440	-0.1121	0.0037
2009	第二季度	-0.0008	0.0437	-0.0365	0.0765	-0.0015
2009	第三季度	-0.0006	0.0506	0.0403	0.0599	0.0249
2009	第四季度	-0.0001	-0.0216	-0.0370	0.0058	-0.0157

附表3　季度通货膨胀率变动率表

年份	季　度	中国通胀率	美国通胀率	日本通胀率	英国通胀率	德国通胀率
1981	第一季度	0.03	0.11	0.06	-0.09	0.13
1981	第二季度	0.03	0.10	0.05	-0.09	0.12
1981	第三季度	0.02	0.11	0.04	-0.09	0.11
1981	第四季度	0.02	0.10	0.04	-0.09	0.12
1982	第一季度	0.02	0.08	0.03	0.03	0.11
1982	第二季度	0.02	0.07	0.03	0.03	0.09
1982	第三季度	0.02	0.06	0.03	0.03	0.08
1982	第四季度	0.02	0.05	0.03	0.03	0.06
1983	第一季度	0.01	0.04	0.02	0.00	0.05
1983	第二季度	0.01	0.03	0.02	0.00	0.04
1983	第三季度	0.02	0.03	0.01	0.00	0.05
1983	第四季度	0.02	0.03	0.02	0.00	0.05
1984	第一季度	0.02	0.04	0.02	0.05	0.05
1984	第二季度	0.02	0.04	0.02	0.05	0.05
1984	第三季度	0.03	0.04	0.02	0.05	0.05
1984	第四季度	0.04	0.04	0.02	0.05	0.05
1985	第一季度	0.10	0.04	0.02	0.24	0.06
1985	第二季度	0.09	0.04	0.02	0.24	0.07

续表

年份	季　度	中国通胀率	美国通胀率	日本通胀率	英国通胀率	德国通胀率
1985	第三季度	0.07	0.03	0.02	0.24	0.06
1985	第四季度	0.06	0.04	0.02	0.24	0.05
1986	第一季度	0.06	0.03	0.02	0.56	0.05
1986	第二季度	0.06	0.02	0.01	0.62	0.03
1986	第三季度	0.06	0.02	0.00	0.72	0.03
1986	第四季度	0.07	0.01	0.00	0.52	0.03
1987	第一季度	0.05	0.02	-0.01	0.48	0.04
1987	第二季度	0.06	0.04	0.00	0.38	0.04
1987	第三季度	0.08	0.04	0.00	0.15	0.04
1987	第四季度	0.05	0.04	0.01	0.18	0.04
1988	第一季度	0.12	0.04	0.01	0.10	0.03
1988	第二季度	0.14	0.04	0.00	0.06	0.04
1988	第三季度	0.22	0.04	0.01	-0.01	0.05
1988	第四季度	0.26	0.04	0.01	-0.04	0.07
1989	第一季度	0.37	0.05	0.01	-0.09	0.08
1989	第二季度	0.30	0.05	0.03	-0.12	0.08
1989	第三季度	0.11	0.05	0.03	-0.03	0.08
1989	第四季度	0.00	0.05	0.03	0.03	0.08
1990	第一季度	-0.03	0.05	0.04	0.39	0.08
1990	第二季度	-0.03	0.05	0.03	0.46	0.10
1990	第三季度	0.05	0.06	0.03	0.53	0.10
1990	第四季度	0.15	0.06	0.04	0.53	0.10
1991	第一季度	0.01	0.05	0.04	0.22	0.09
1991	第二季度	0.04	0.05	0.03	0.09	0.06
1991	第三季度	0.06	0.04	0.03	0.04	0.05
1991	第四季度	0.04	0.03	0.03	0.00	0.04
1992	第一季度	0.07	0.03	0.02	-0.01	0.04
1992	第二季度	0.06	0.03	0.02	0.11	0.04

续表

年份	季 度	中国通胀率	美国通胀率	日本通胀率	英国通胀率	德国通胀率
1992	第三季度	0.05	0.03	0.02	0.21	0.04
1992	第四季度	0.07	0.03	0.01	0.10	0.03
1993	第一季度	0.12	0.03	0.01	0.04	0.02
1993	第二季度	0.15	0.03	0.01	0.04	0.01
1993	第三季度	0.16	0.03	0.02	-0.08	0.02
1993	第四季度	0.15	0.03	0.01	-0.06	0.02
1994	第一季度	0.26	0.03	0.01	0.44	0.02
1994	第二季度	0.23	0.02	0.01	0.47	0.03
1994	第三季度	0.24	0.03	0.00	0.60	0.02
1994	第四季度	0.24	0.03	0.01	0.60	0.03
1995	第一季度	0.25	0.03	0.00	0.13	0.03
1995	第二季度	0.22	0.03	0.00	0.15	0.03
1995	第三季度	0.13	0.03	0.00	0.06	0.04
1995	第四季度	0.09	0.03	-0.01	0.06	0.03
1996	第一季度	0.04	0.03	0.00	-0.01	0.03
1996	第二季度	0.06	0.03	0.00	-0.08	0.02
1996	第三季度	0.10	0.03	0.00	-0.04	0.02
1996	第四季度	0.13	0.03	0.01	-0.07	0.03
1997	第一季度	0.04	0.03	0.01	-0.11	0.03
1997	第二季度	0.02	0.02	0.02	-0.12	0.03
1997	第三季度	0.03	0.02	0.02	-0.17	0.03
1997	第四季度	0.02	0.02	0.02	-0.13	0.04
1998	第一季度	-0.02	0.01	0.02	-0.09	0.03
1998	第二季度	-0.01	0.02	0.00	-0.05	0.04
1998	第三季度	-0.01	0.02	0.00	0.02	0.03
1998	第四季度	0.01	0.02	0.01	0.05	0.03
1999	第一季度	-0.02	0.02	0.00	0.04	0.02
1999	第二季度	-0.02	0.02	0.00	-0.03	0.01

续表

年份	季　度	中国通胀率	美国通胀率	日本通胀率	英国通胀率	德国通胀率
1999	第三季度	-0.01	0.02	0.00	-0.06	0.01
1999	第四季度	-0.01	0.03	-0.01	-0.12	0.01
2000	第一季度	0.00	0.03	-0.01	-0.12	0.02
2000	第二季度	0.01	0.03	-0.01	-0.12	0.03
2000	第三季度	0.00	0.04	-0.01	-0.14	0.03
2000	第四季度	0.00	0.03	-0.01	-0.16	0.03
2001	第一季度	0.00	0.03	0.00	-0.07	0.03
2001	第二季度	0.01	0.03	-0.01	-0.07	0.02
2001	第三季度	0.01	0.03	-0.01	-0.02	0.02
2001	第四季度	0.00	0.02	-0.01	0.03	0.01
2002	第一季度	0.00	0.01	-0.01	-0.05	0.01
2002	第二季度	-0.02	0.01	-0.01	0.05	0.01
2002	第三季度	-0.01	0.02	-0.01	0.10	0.02
2002	第四季度	0.00	0.02	-0.01	0.12	0.03
2003	第一季度	0.00	0.03	0.00	0.22	0.03
2003	第二季度	0.01	0.02	0.00	0.24	0.03
2003	第三季度	0.01	0.02	0.00	0.14	0.03
2003	第四季度	0.03	0.02	0.00	0.19	0.03
2004	第一季度	0.03	0.02	0.00	0.17	0.03
2004	第二季度	0.05	0.03	0.00	0.06	0.03
2004	第三季度	0.06	0.03	0.00	0.09	0.03
2004	第四季度	0.02	0.03	0.01	0.09	0.03
2005	第一季度	0.04	0.03	0.00	0.05	0.03
2005	第二季度	0.01	0.03	0.00	0.05	0.03
2005	第三季度	0.00	0.04	0.00	-0.02	0.03
2005	第四季度	0.02	0.04	-0.01	-0.10	0.02
2006	第一季度	0.00	0.04	0.00	-0.11	0.02
2006	第二季度	0.01	0.04	0.01	-0.04	0.03

续表

年份	季　度	中国通胀率	美国通胀率	日本通胀率	英国通胀率	德国通胀率
2006	第三季度	0.02	0.03	0.01	0.02	-0.02
2006	第四季度	0.02	0.02	0.00	0.06	-0.02
2007	第一季度	0.03	0.02	0.00	0.05	-0.02
2007	第二季度	0.04	0.03	-0.01	0.03	-0.03
2007	第三季度	0.06	0.03	0.00	0.02	0.02
2007	第四季度	0.06	0.04	0.01	0.06	0.02
2008	第一季度	0.02	0.02	0.00	0.01	0.01
2008	第二季度	0.02	0.02	0.01	0.02	0.01
2008	第三季度	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
2008	第四季度	0.01	-0.03	-0.01	-0.01	-0.01
2009	第一季度	0.00	0.00	-0.01	-0.02	0.00
2009	第二季度	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00
2009	第三季度	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00
2009	第四季度	0.02	0.00	0.00	0.01	0.00

附表4　贸易权数 w_i 表　　单位：万美元

年份	美国	英国	日本	德国	总计
1980	946 280	105 341	1 720 932	358 632	3 131 185
1981	1 052 256	110 313	1 864 235	370 923	3 397 727
1982	1 144 413	107 116	1 648 944	328 943	3 229 416
1983	886 010	230 333	1 986 679	410 192	3 513 214
1984	647 001	88 130	1 392 158	214 215	2 341 504
1985	744 235	109 954	2 114 401	314 095	3 282 685
1986	734 844	244 474	1 721 792	455 928	3 157 038
1987	786 845	143 160	1 647 248	435 514	3 012 767
1988	1 004 984	155 729	1 894 546	491 804	3 547 063
1989	1 225 439	171 867	1 889 696	498 777	3 785 779
1990	1 176 779	202 693	1 659 901	497 108	3 536 481

续表

年份	美国	英国	日本	德国	总计
1991	1 416 634	166 918	2 025 066	540 431	4 149 049
1992	1 749 358	193 644	2 538 009	647 100	5 128 111
1993	2 765 200	359 224	3 906 530	1 000 822	8 031 776
1994	3 543 190	418 391	4 789 389	1 189 823	9 940 793
1995	4 083 179	476 902	5 747 122	1 370 931	11 678 134
1996	4 284 073	508 192	5 905 829	1 316 896	12 014 990
1997	4 901 640	579 366	6 083 340	1 267 819	12 832 165
1998	5 493 699	658 406	5 789 918	1 434 755	13 376 778
1999	6 142 519	787 487	6 617 398	1 611 505	15 158 909
2000	7 446 237	990 257	8 316 399	1 968 650	18 721 543
2001	8 047 945	1 030 746	8 772 783	2 352 329	20 203 803
2002	9 718 343	1 139 539	10 189 984	2 778 827	23 826 693
2003	12 633 286	1 439 406	13 355 683	4 173 400	31 601 775
2004	16 959 858	1 972 547	16 783 577	5 411 175	41 127 157
2005	21 151 252	2 450 025	18 439 396	6 325 006	48 365 679
2006	26 265 946	3 066 960	20 729 525	7 819 396	57 881 827
2007	30 208 673	3 429 301	23 602 269	8 617 203	65 857 446
2008	33 373 763	4 562 363	26 678 510	11 500 901	76 115 537
2009	29 826 260	3 915 512	22 878 256	10 563 581	67 183 609

附录　购买力平价与人民币汇率的实证研究

购买力平价理论的成立有两个隐含的前提条件:国际贸易的运输成本可以忽略不计;各国政府对国际贸易没有设定任何壁垒。完全满足这两项假设条件的经济实际上并不存在。我们只能认为,政府较少干预经济的市场经济国家比较接近满足购买力平价的前提条件。因此,检验购买力平价是否成立的实证研究通常都是针对发达国家实行浮动汇率制的货币。

由于中国长期实行固定汇率制,所以针对人民币购买力平价的量化研究比较少。改革开放以来,一批中国学者尝试着对人民币对其他国家货币的汇率是否符合购买力平价理论进行了实证研究,其中比较有代表性的有:Chou 和 Shih(1998)①对 1981 年第一季度至 1994 年第四季度的人民币和美元汇率及两国物价指数进行检验,结果发现两国购买力平价关系成立。张晓朴(2001)②分别运用购买力平价的单变量、两变量、三变量模型,对 1979—1999 年人民币的名义汇率(月度平均值)、中国消费物价指数、美国消费物价指数之间的关系进行了计量分析,检验结果表明三种检验模型均不支持长期购买力平价成立。胡援成(2003)③运用三变量模型,对 1981 年—2000 年度人民币名义汇率、中国零售物价指数和城镇居民消费物价指数以及美国同期消费物价指数进行了 ADF 检验和协整检验,结果表明各变量之间协整关系不明显,即人民币与美元购买力平价不显著成立。

---

① Chou, W. L., Shih, Y. C., "The Equilibrium Exchange Rate of the Chinese Renminbi", *Journal of Comparative Economics*, 1998, Vol. 26, No. 1, pp. 165-174.

② 张晓朴,《人民币均衡汇率分析》,中国金融出版社 2001 年版,第 26—29 页。

③ 胡援成,"人民币实际汇率与购买力平价研究",《当代财经》,2003 年第 2 期。

袁双喜(2007)[①]利用1995—2005年人民币对美元、日元和港币的汇率以及相应国家和地区的物价指数,运用单位根模型和VAR协整模型,检验了人民币汇率的购买力平价是否成立。结果表明人民币对美元、日元汇率表现支持购买力平价理论成立,而与港币的购买力关系不成立。

笔者认为,以上文献出现不同检验结果的原因在于:样本的时间序列长度对检验结果可能造成影响。由于改革开放以来人民币汇率制度经历过三次改革,会对长期购买力评价检验结果带来影响,因此选取不同时间段做出的检验结果可能会存在差异。本文将运用相对购买力平价理论的三变量模型对中美、中日、中英、中德之间的名义汇率和CPI的季度数据分别进行分析,检验中国与这四个国家之间的长期购买力平价能否成立。

实证研究步骤为:(1)运用Eviews计量软件对人民币对上述四国货币的名义汇率、本国CPI、外国CPI进行ADF检验,观察检验结果是否满足平稳的时间序列条件。(2)如满足平稳的时间序列条件,则运用Engle-Granger两步法对购买力平价的三变量模型进行协整检验,用广义最小二乘法对购买力平价三变量方程进行估计,并观察其残差是否平稳,如残差显示平稳,则说明三变量之间存在协整关系,即长期购买力平价成立。(3)引入Chow检验判断数据是否存在断点,如存在断点,则通过对残差平稳性的检验判断其是否对购买力平价模型成立有显著影响。由于1980—2007年间人民币名义汇率受政策等因素的影响较大,政府多次宣布人民币大幅贬值,比如1994年汇率改革一次性将人民币贬值34.6%,这些因素可能会造成人民币汇率数据出现断点,如检验结果显示有断点存在,则需要加入虚拟变量进一步作协整关系检验。如加入虚拟变量后的模型协整检验残差项比未加入虚拟变量前残差项更趋于平稳,则说明数据断点对模型的影响显著,反之则说明断点对模型的影响不显著。

---

① 袁双喜,"人民币汇率购买力平价的检验——基于1995—2005年的数据",《华中师范大学研究生学报》,2007年第1期。

一、模型与数据的选取

1. 模型的选取

本文运用购买力平价的三变量模型即：$s_t = \alpha + \beta p_t + \beta^* p_t^* + \varepsilon_t$，其中，$s_t$ 代表汇率，p_t 代表本国物价指数，p_t^* 代表外国物价指数，α 代表常数项，β 和 β^* 为系数，ε_t 为随机误差项，t 为时间。如果汇率、本国物价指数、外国物价指数之间存在稳定的线性关系，则说明购买力平价成立。

2. 数据的选取

本文选取中国和世界四大主要经济体（美国、英国、日本、德国）货币的季度名义汇率和消费价格指数（CPI），由消费物价指数来代表购买力平价三变量模型中的物价指数。样本区间为 1980 第一季度至 2007 年第四季度。名义汇率季度数据来源于《中国金融年鉴》及中国人民银行外汇数据库直接标价法下的名义汇率数据并以 100 外币对人民币为汇率单位。由于德国于 2001 年 12 月 31 日开始废除马克货币，改用欧元，故 2002 年之后人民币对马克的名义汇率数据按照人民币对欧元汇率除以 1.95583 来推算。CPI 数据均来源于 IMF 数据库。各国的 CPI 基期均为 2000 年。

二、人民币对美元汇率的购买力平价实证研究

1. 时间序列的 ADF 检验

本文将购买力平价三变量模型转换为：$USD = \alpha + \beta CNCPI + \beta USCPI$，其中，中美名义汇率为 USD，中国消费者物价指数为 $CNCPI$，美国消费者物价指数为 $USCPI$，α 为常数项，β 和 β^* 为系数。

对所选取的时间序列进行 ADF 检验，其模型为：

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{j} \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_i \tag{A.1}$$

做假设检验：$H_0:\rho=0, H_1:\rho<0$。如果接受假设 H_0 而拒绝 H_1，说明序列 Y_t 存在单位根，是非平稳的时间序列；否则，说明序列 Y_t 不存在单位根，是平稳的时间序列。本文采用 MacKinnon 临界值，ΔY_{t-i} 的最优滞后期由 Schwarz 准则确定。

（1）首先，观察 *USD* 在 1980 年第一季度至 2007 年第四季度期间的季度走势，如图 A-1 所示。

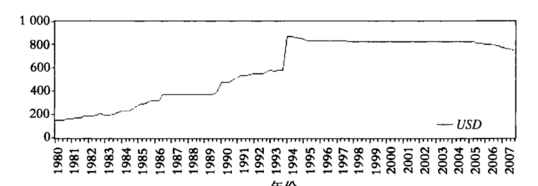


图 A-1　1980—2007 年人民币对美元季度名义汇率走势图

从图 A-1 可以看出，*USD* 既不是一个固定的常数，也没有围绕一个固定的值波动，在形态上呈现一种上升的趋势；从直观角度看，中美名义汇率序列 *USD* 不是一个平稳的时间序列。为了进一步验证，对 *USD* 进行 ADF 检验，结果如表 A-1 所示。

表 A-1　序列 *USD* 的 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.492152	0.9826
Test critical values:	1% level	-4.042819	
	5% level	-3.450807	
	10% level	-3.150766	

从表 A-1 结果可以看出，ADF 检验统计量的值 -0.492152 大于各种显著性水平下的临界值，检验结果不能拒绝中美名义汇率序列 *USD* 存在单位根的原假设，于是继续检验 *USD* 一阶差分序列是否为

平稳序列,结果如表 A-2 所示。

表 A-2 序列 *USD* 的一阶差分 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.963943	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.586154	
	5% level	-1.943768	
	10% level	-1.614801	

从表 A-2 结果可以看出,ADF 检验统计量的值 -9.963943 小于其他各种显著性水平下的临界值,检验结果在 1% 的显著性水平下拒绝中美名义汇率 *USD* 存在单位根的假设,所以 *USD* 是一阶单整的平稳序列。

(2) 接着,观察中国消费者物价指数 *CNCPI* 在 1980 年第一季度至 2007 年第四季度期间的季度走势,如图 A-2 所示。

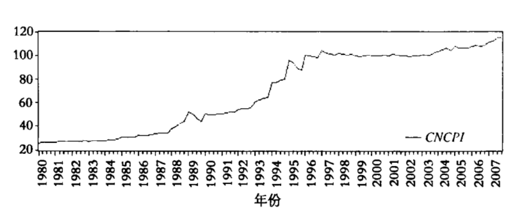


图 A-2 1980—2007 年中国季度 CPI 指数趋势图

从图 A-2 可以看出,*USD* 既不是一个固定的常数,也没有围绕一个固定的值波动,在形态上也呈现一种上升的趋势;从直观角度看,中国消费者物价指数序列 *CNCPI* 不是一个平稳的时间序列。为了进一步验证,我们对 *CNCPI* 进行 ADF 检验,结果如表 A-3 所示。

表 A-3 序列 *CNCPI* 的 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.406102	0.3744
Test critical values:	1% level	-4.046072	
	5% level	-3.452358	
	10% level	-3.151673	

从表 A-3 结果可以看出，ADF 检验统计量的值 -2.406102 大于各种显著性水平下的临界值，检验结果不能拒绝中国消费者物价指数序列 *CNCPI* 存在单位根的原假设，于是继续检验 *CNCPI* 一阶差分序列是否为平稳序列，结果如表 A-4 所示。

表 A-4 序列 *CNCPI* 的一阶差分 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.050796	0.0392
Test critical values:	1% level	-2.586753	
	5% level	-1.943853	
	10% level	-1.614749	

从表 A-4 结果可以看出，ADF 检验统计量的值 -2.050796 小于 5% 显著性水平下的临界值，因此检验结果表明在 5% 的显著性水平下拒绝中国消费者物价指数 *CNCPI* 存在单位根的原假设，所以 *CNCPI* 是一阶单整的平稳序列。

（3）最后，观察美国消费者物价指数 *USCPI* 在 1980 年第一季度至 2007 年第四季度期间的季度走势，如图 A-3 所示。

从图 A-3 可以看出，*USCPI* 在形态上也呈现一种稳定上升的趋势，且增加幅度非常稳定。从直观角度看，美国消费者物价指数序列 *USCPI* 没有围绕一个固定的值来回波动，可以判断其不是一个平稳的时间序列。为了进一步验证，我们对 *USCPI* 进行 ADF 检验，如表 A-5 所示。

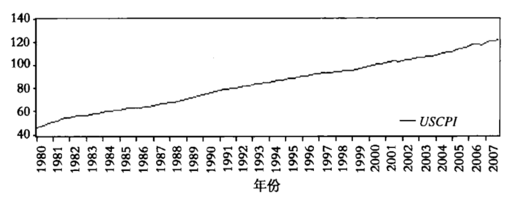


图 A-3　1980—2007 年美国季度 CPI 指数趋势图

表 A-5　序列 *USCPI* 的 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.110378	0.5339
Test critical values:	1% level	-4.045236	
	5% level	-3.451959	
	10% level	-3.151440	

从表 A-5 结果可以看出，ADF 检验统计量的值 -2.110378 大于各种显著性水平下的临界值，检验结果不能拒绝美国消费者物价指数序列 *USCPI* 存在单位根的原假设，于是继续检验 *USCPI* 一阶差分序列是否为平稳序列，结果如表 A-6 所示。

表 A-6　序列 *USCPI* 的一阶差分 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.402707	0.0005
Test critical values:	1% level	-3.491928	
	5% level	-2.888411	
	10% level	-2.581176	

从表 A-6 结果可以看出，ADF 检验统计量的值 -4.369422 小于 1% 显著性水平下的临界值，因此检验结果表明在 1% 的显著性水平下拒绝美国消费者物价指数 *USCPI* 存在单位根的原假设，所以 *USCPI* 是一阶单整的平稳序列。

表 A-7 对上述三变量的 ADF 检验进行了汇总。

表 A-7 人民币对美元汇率购买力平价三变量单位根检验结果汇总表

变量	检验形式 (c,t,k)	ADF 统计量	变量	检验形式 (c,t,k)	ADF 统计量
USD	(c,t,1)	-0.492152	Δ*USD*	(0,0,1)	-9.963943 *
CNCPI	(c,t,1)	-2.406102	Δ*CNCPI*	(0,0,1)	-2.050796 **
USCPI	(c,t,1)	-2.110378	Δ*USCPI*	(0,0,1)	-4.402707 *

注:(c,t,k)分别代表常数项、趋势项、滞后阶数。* 表示在1%的显著性水平上拒绝有单位根(非平稳)的假设,** 表示在5%的显著水平上拒绝有单位根(非平稳)的原假设,*** 表示在10%的显著性水平上拒绝有单位根(非平稳)的原假设。

从表 A-7 的检验结果汇总中可以看出,序列 *USD*、*CNCPI*、*USCPI* 均为平稳的时间序列,可以进行下一步协整检验。

2. 协整检验

协整关系的基本思想是:如果两个或两个以上的时间序列变量是非平稳的,但它们的某种线形组合却表现出平稳性,则这些变量之间存在长期的稳定的关系,即协整关系。协整关系的意义在于它揭示了一种长期稳定的均衡关系。满足协整关系的经济变量之间不会相互分离得太远,一次冲击只能使它们短时间内偏离均衡位置,在长期会自动回复到均衡位置。以下将运用 Engle-Granger 两步法对购买力平价三变量模型进行协整检验。

首先,用广义最小二乘法对人民币与美元汇率购买力平价三变量方程进行估计,结果如表 A-8 所示。

表 A-8 最小二乘法对中美汇率购买力平价三变量方程的估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	93.44975	51.05511	1.830370	0.0699
CNCPI	8.288192	0.735035	11.27592	0.0000
USCPI	-1.021122	1.159125	-0.880943	0.3803
R-squared	0.923498	Mean dependent var		584.5231
Adjusted R-squared	0.922095	S. D. dependent var		260.8534

续表

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
S. E. of regression	72.80821	Akaike info criterion		11.43995
Sum squared resid	577 812.8	Schwarz criterion		11.51277
Log likelihood	−637.6375	F-statistic		657.9021
Durbin-Watson stat	0.164913	Prob(F-statistic)		0.000000

从表 A-8 结果得出人民币对美元汇率购买力平价三变量模型为：

$$UDS = 93.44975 + 8.288192CNCPI - 1.02112USCPI \quad (A.2)$$

随后，对残差进行检验，结果如表 A-9 所示。

表 A-9　对中美汇率购买力平价估计结果的残差进行 ADF 检验的结果

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		−9.624472	0.0000
Test critical values:	1% level	−2.586154	
	5% level	−1.943768	
	10% level	−1.614801	

从表 A-9 的结果可以看出，ADF 检验统计量的值 −9.624472 小于 1% 显著性水平下的临界值，因此检验结果表明在 1% 的显著性水平下拒绝残差存在单位根的原假设，所以判断残差为平稳序列。

3. Chow 检验

由于本文涉及的经济数据跨度为 1980 年第一季度至 2007 年第四季度，其间中国经历了两次人民币汇率制度改革，特别是 1994 年人民币汇率制度改革对人民币一次性贬值 34% 等做法可能会对购买力平价产生影响，出于对时间序列数据、被解释变量和解释变量之间的关系可能会发生结构性变化的考虑，引入 Chow 检验，检验模型参数在模型的不同子区间内是否稳定。检验结果如表 A-10 所示。

表 A-10　中美汇率购买力平价模型 Chow 检验结果

Chow Breakpoint Test：1994Q1

F-statistic	361.8315	Probability	0.000000
Log likelihood ratio	270.9868	Probability	0.000000

表 A-10 的检验结果表明，时间序列数据在 1994 年存在断点。为进一步判断模型变量的不稳定是否对人民币与美元汇率购买力平价三变量模型检验结果造成显著的影响，考虑引入虚拟变量 S，并对 1980 第一季度至 1993 年第四季度赋值为 0，1994 年第一季度至 2007 年第四季度赋值为 1，改进方程为：

$$USD = \alpha + \beta CNCPI + \beta^{*} USCPI + S \tag{A.3}$$

用最小二乘法对改进方程的模型估计结果如表 A-11 所示。

表 A-11　最小二乘法对中美汇率购买力平价改进方程的模型估计结果

Dependent Variable：*USD*

Method：Least Squares

Date：10/29/08 Time：11:03

Sample：1980Q1 2007Q4

Included observations：112

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	90.65599	51.36586	1.764907	0.0804
CNCPI	7.497080	1.413229	5.304928	0.0000
USCPI	−0.534905	1.378366	−0.388072	0.6987
S	34.00219	51.82827	0.656055	0.5132
R-squared	0.923802	Mean dependent var	584.5231	
Adjusted R-squared	0.921685	S.D. dependent var	260.8534	
S.E. of regression	72.99919	Akaike info criterion	11.45383	
Sum squared resid	575519.2	Schwarz criterion	11.55092	
Log likelihood	−637.4147	F-statistic	436.4529	
Durbin-Watson stat	0.135811	Prob(F-statistic)	0.000000	

从表 A-11 的结果得出人民币对美元汇率购买力平价三变量改

进模型为：

$$USD = 90.65599 + 7.497080CNCPI - 0.534905USCPI + 34.00219S \quad (A.4)$$

对残差进行检验，结果如表 A-12 所示。

表 A-12　对中美汇率购买力平价改进方程估计结果残差的 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.486645	0.1278
Test critical values:	1% level	-2.585962	
	5% level	-1.943741	
	10% level	-1.614818	

从表 A-12 的检验结果可以看出残差为非平稳序列，即改进后的模型的购买力平价不成立，由此我们可以认为政策改变等其他因素对人民币与美元汇率购买力平价成立没有显著影响，故根据表 A-8 的估计结果选择未加入虚拟变量前的模型，即：

$$USD = 93.44975 + 8.288192CNCPI - 1.02112USCPI$$
$$(1.83) \qquad (11.275) \qquad (-0.88)$$
$$\bar{R}^2 = 0.92 \quad DW = 0.16 \quad F = 657.90$$

模型 ADF 检验统计量的值 -9.624472 在小于 1% 显著性水平下拒绝残差存在单位根的原假设，即残差具有平稳性。虽然 *DW* 值为 0.16，检验值偏小，说明模型存在自相关，但是并不影响模型的成立。因此，*USD* 和 *CNCPI*、*USCPI* 之间具有协整关系。综上所述，人民币对美元汇率的长期购买力平价成立。

三、人民币对日元汇率的购买力平价实证研究

在这一部分，将按照人民币对美元汇率的检验思路，来检验购买力平价在人民币对日元的汇率中是否成立。首先检验中日名义汇率、日本消费者物价指数是否为平稳序列（由于中国消费者物价指数

在前文中已检验,且结果为一阶单整的平稳序列,此处将不再对其进行检验)。

人民币对日元购买力平价的三变量模型为:$JPN = C + \beta CNCPI + \beta^{*} JPCPI$,其中,中日名义汇率为 *JPN*,中国消费者物价指数为 *CNCPI*、日本消费者物价指数为 *JPCPI*。

1. 时间序列的 ADF 检验

(1)首先,观察 *JPN* 在 1980 年第一季度至 2007 年第四季度期间的季度走势,如图 A-4 所示。

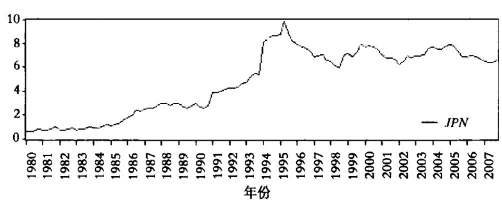


图 A-4　1980—2007 年人民币对日元季度名义汇率走势图

从图 A-4 可以看出,*JPN* 不是一个固定的常数,也没有围绕一个固定的值波动,在形态上呈现一种上升趋势并趋于平稳;从直观角度看,中日名义汇率序列 *JPN* 不是一个平稳的时间序列。为了进一步验证,对 *JPN* 进行 ADF 检验,结果如表 A-13 所示。

表 A-13　序列 *JPN* 的 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.033689	0.9343
Test critical values:	1% level	-4.042819	
	5% level	-3.450807	
	10% level	-3.150766	

从表 A-13 可以看出,ADF 检验统计量的值 -1.033689 大于各种显著性水平下的临界值,检验结果不能拒绝中日名义汇率序列 *JPN* 存在单位根的原假设,于是继续检验 *JPN* 一阶差分序列是否为

平稳序列,结果如表 A-14 所示。

表 A-14 序列 *JPN* 的一阶差分 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.383599	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.586154	
	5% level	-1.943768	
	10% level	-1.614801	

从表 A-14 结果可以看出,ADF 检验统计量的值 -9.383599 小于其他各种显著性水平下的临界值,检验结果在 1% 的显著性水平下拒绝中日名义汇率 *JPN* 一阶差分序列存在单位根的假设,所以 *JPN* 是一阶单整的平稳序列。

(2) 接着,观察日本消费者物价指数 *JPCPI* 在 1980 年第一季度至 2007 年第四季度期间的季度走势,如图 A-5 所示。

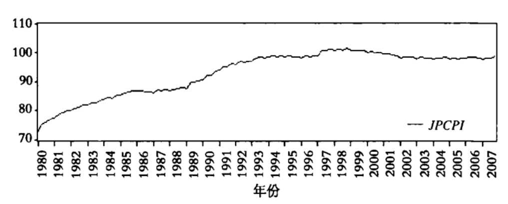


图 A-5 1980—2007 年日本季度 CPI 指数趋势图

从图 A-5 可以看出,*JPCPI* 不是一个固定的常数,也没有围绕一个固定的值波动,在形态上呈现一种上升趋势并逐步趋于平稳;从直观角度看,日本消费者物价指数序列 *JPCPI* 不是一个平稳的时间序列。为了进一步验证,对 *JPCPI* 进行 ADF 检验,结果如表 A-15 所示。

表 A-15　序列 *JPCPI* 的 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.057249	0.9306
Test critical values:	1% level	-4.046072	
	5% level	-3.452358	
	10% level	-3.151673	

从表 A-15 结果可以看出，ADF 检验统计量的值 -1.057249 大于各种显著性水平下的临界值，检验结果不能拒绝日本消费者指数序列 *JPCPI* 存在单位根的原假设，于是继续检验 *JPCPI* 一阶差分序列是否为平稳序列，结果如表 A-16 所示。

表 A-16　序列 *JPCPI* 的一阶差分 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.938159	0.0036
Test critical values:	1% level	-2.586753	
	5% level	-1.943853	
	10% level	-1.614749	

从表 A-16 结果可以看出，ADF 检验统计量的值 -2.938159 小于其他各种显著性水平下的临界值，检验结果在 1% 的显著性水平下拒绝日本消费者指数 *JPCPI* 一阶差分序列存在单位根的假设，所以 *JPCPI* 是一阶单整的平稳序列。

表 A-17 中加入前述 *CNCPI* 序列单位根检验结果对三变量的 ADF 检验进行了汇总。

表 A-17　人民币对日元汇率购买力平价三变量单位根检验结果汇总表

变量	检验形式 (c,t,k)	ADF 统计量	变量	检验形式 (c,t,k)	ADF 统计量
JPN	$(c,t,1)$	-1.033689	Δ*JPN*	$(0,0,1)$	-9.383599*
CNCPI	$(c,t,1)$	-2.406102	Δ*CNCPI*	$(0,0,1)$	-2.050796**
JPCPI	$(c,t,1)$	-1.057249	Δ*JPCPI*	$(c,0,1)$	-2.938159*

注：(c,t,k) 分别代表常数项、趋势项、滞后阶数。* 表示在 1% 的显著性水平上拒绝有单位根（非平稳）的假设，** 表示在 5% 的显著水平上拒绝有单位根（非平稳）的原假设，*** 表示在 10% 的显著性水平上拒绝有单位根（非平稳）的原假设。

从表 A-17 的检验结果汇总中可以看出序列 *JPN*、*CNCPI*、*JPCPI* 均为平稳的时间序列，可以进行下一步协整检验。

2. 协整检验

首先，用广义最小二乘法对人民币与日元汇率的购买力平价三变量方程进行估计，结果如表 A-18 所示。

表 A-18　最小二乘法对中日汇率购买力平价三变量方程的估计结果

Dependent Variable: *JPN*

Method: Least Squares

Date: 10/29/08 Time: 20:23

Sample: 1980Q1 2007Q4

Included observations: 112

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-12.78521	1.857602	-6.882645	0.0000
CNCPI	0.047856	0.005433	8.809120	0.0000
JPCPI	0.152997	0.023480	6.516090	0.0000
R-squared	0.909153	Mean dependent var	4.785804	
Adjusted R-squared	0.907486	S. D. dependent var	2.777438	
S. E. of regression	0.844788	Akaike info criterion	2.526958	
Sum squared resid	77.78965	Schwarz criterion	2.599775	
Log likelihood	-138.5097	F-statistic	545.4105	
Durbin-Watson stat	0.196893	Prob(F-statistic)	0.000000	

从表 A-18 的结果得出人民币对日元汇率购买力平价三变量模型为：

$$JPN = -12.78521 + 0.047856CNCPI + 0.152997JPCPI \quad (A.5)$$

随后，对残差进行检验，结果如表 A-19 所示。

表 A-19　对中日汇率购买力平价估计结果的残差进行 ADF 检验的结果

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.313093	0.0206
Test critical values:	1% level	-2.585962	
	5% level	-1.943741	
	10% level	-1.614818	

从表 A-19 的结果可以看出，ADF 检验统计量的值 -2.313093 小于 5% 显著性水平下的临界值，因此检验结果表明在 5% 的显著性水平下拒绝残差存在单位根的原假设，所以判断残差为平稳序列。

3. Chow 检验

引入 Chow 检验，检查模型参数在模型的不同子区间内是否稳定。检验结果如表 A-20 所示。

表 A-20 中日汇率购买力平价 Chow 检验结果

Chow Breakpoint Test：1994Q1

F-statistic	63.15327	Probability	0.000000
Log likelihood ratio	114.8105	Probability	0.000000

表 A-20 的检验结果表明，时间序列数据在 1994 年存在断点。为进一步判断模型变量的不稳定是否对人民币与日元汇率购买力平价三变量模型检验结果造成显著的影响，考虑引入虚拟变量 S，并对 1980 年第一季度至 1993 年第四季度赋值为 0，1994 年第一季度至 2007 年第四季度赋值为 1，改进方程为：

$$JPN = C + \beta CNCPI + \beta^{*} JPCPI + S \qquad (A.6)$$

用最小二乘法对改进方程的模型估计结果如表 A-21 所示。

表 A-21 最小二乘法对中日汇率购买力平价改进方程的模型估计结果

Dependent Variable：*JPN*

Method：Least Squares

Date：10/29/08 Time：20:34

Sample：1980Q1 2007Q4

Included observations：112

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-15.99627	1.636731	-9.773300	0.0000
CNCPI	-0.010962	0.009857	-1.112059	0.2686
JPCPI	0.214490	0.021794	9.841507	0.0000
S	3.163070	0.469406	6.738455	0.0000

续表

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R-squared	0.936043	Mean dependent var		4.785804
Adjusted R-squared	0.934266	S. D. dependent var		2.777438
S. E. of regression	0.712096	Akaike info criterion		2.193853
Sum squared resid	54.76474	Schwarz criterion		2.290943
Log likelihood	-118.8558	F-statistic		526.8767
Durbin-Watson stat	0.203781	Prob(F-statistic)		0.000000

从表 A-21 的结果得出人民币对日元汇率购买力平价三变量改进模型为：

$$JPN = -15.99627 - 0.010962CNCPI + 0.214490JPCPI + 3.163070S \tag{A.7}$$

对残差进行检验，结果如表 A-22 所示。

表 A-22 对中日汇率购买力平价改进方程估计结果残差的 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.739787	0.0065
Test critical values:	1% level	-2.585962	
	5% level	-1.943741	
	10% level	-1.614818	

从表 A-22 的结果可以看出，ADF 检验统计量的值 -2.739787 小于 1% 显著性水平下的临界值，因此检验结果表明在 1% 的显著性水平下拒绝残差存在单位根的原假设，所以判断残差为平稳序列。

由于原估计方程与加入虚拟变量后的估计方程的残差均为平稳序列，我们通过残差趋势图来进一步判断加入虚拟变量后的估方程的残差是否更加平稳。结果如图 A-6 所示。

通过对图 A-6 的观察可以发现，加入虚拟变量后的改进估计方程残差序列比原有估计方程的残差序列更趋于平稳。由此可以判断模型变量的不稳定对方程估计结果有显著的影响，即政策改变等其他因素对人民币与日元长期购买力平价成立有显著的影响。故选择

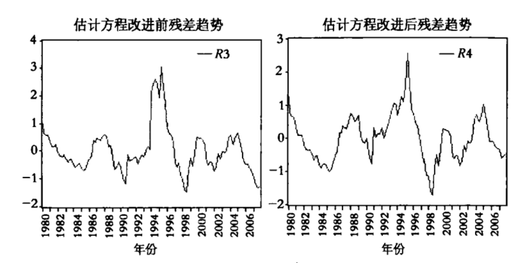


图 A-6　中日汇率购买力平价估计方程改进前后残差差异图

加入虚拟变量的估计方程，即：

$$JPN = -15.99627 - 0.010962CNCPI + 0.214490JPCPI + 3.163070S$$

$$(-9.773300) \quad (-1.112059) \quad (9.841507) \quad (6.738455)$$

$$R^2 = 0.936043 \quad DW = 0.203781 \quad F = 526.8767$$

模型 ADF 检验统计量的值 −2.739787 在小于1%显著性水平下拒绝残差存在单位根的原假设，即残差具有平稳性。虽然 *DW* 值为 0.203781，检验值偏小，说明模型存在自相关，但是并不影响模型的成立。因此，*JPN* 和 *CNCP*、*JPCPI* 之间具有协整关系。综上，人民币对日元汇率的长期购买力平价成立。

四、人民币对英镑的购买力平价实证研究

这一部分将继续按照人民币对美元汇率的购买力平价的检验思路，来检验购买力平价在人民币对英镑的汇率中是否成立。首先检验中英名义汇率、英国消费者物价指数是否为平稳序列。由于中国消费者物价指数在前文中已检验，且结果为一阶单整的平稳序列，在此也不再对其进行检验。

人民币对英镑购买力平价的三变量模型为：$GBP = C + \beta CNCPI + \beta^{*} GBCPI$，其中，中英名义汇率为 *GBP*，中国消费者物价指数为 *CNCPI*，英国消费者物价指数为 *GBCPI*。

1．时间序列的 ADF 检验

（1）首先，观察 *GBP* 在 1980 年第一季度至 2007 年第四季度期间的季度走势，如图 A-7 所示。

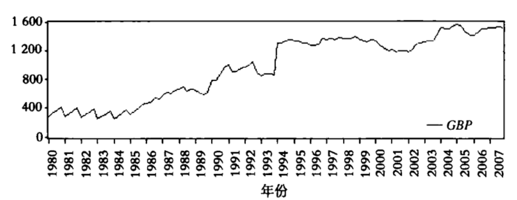


图 A-7　1980—2007 年人民币对英镑季度名义汇率走势图

从图 A-7 可以看出，*GBP* 序列在 1980 年第一季度至 1985 年第四季度间围绕一个固定的值来回波动，之后呈现一种逐步上升的趋势；从直观角度看，中英名义汇率序列 *GBP* 是一个平稳的时间序列。为了进一步验证，对 *GBP* 进行 ADF 检验，结果如表 A-23 所示。

表 A-23　序列 *GBP* 的 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.186168	0.4922
Test critical values:	1% level	-4.042819	
	5% level	-3.450807	
	10% level	-3.150766	

从表 A-23 的结果可以看出，ADF 检验统计量的值 -2.186168 大于各种显著性水平下的临界值，检验结果不能拒绝中英名义汇率序列 *GBP* 存在单位根的原假设，于是继续检验 *GBP* 一阶差分序列是否为平稳序列，结果如表 A-24 所示。

表 A-24 序列 *GBP* 的一阶差分 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-10.19906	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.586154	
	5% level	-1.943768	
	10% level	-1.614801	

从表 A-24 的结果可以看出,ADF 检验统计量的值 -10.19906 小于其他各种显著性水平下的临界值,检验结果在 1% 的显著性水平下拒绝中英名义汇率 *GBP* 存在单位根的假设,所以 *GBP* 是一阶单整的平稳序列。

(2)接着,观察英国消费者物价指数 *GBCPI* 在 1980 年第一季度至 2007 年第四季度期间的季度走势,如图 A-8 所示。

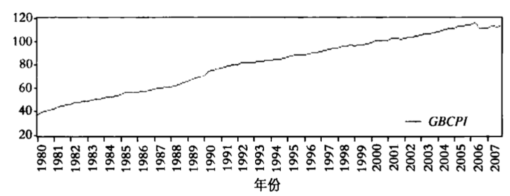


图 A-8 1980—2007 年英国季度 CPI 趋势图

从图 A-8 可以看出,*GBCPI* 序列呈现一种稳定增长的趋势;从直观角度看,英国消费者物价指数序列 *GBCPI* 是一个平稳的时间序列。为了进一步验证,对 *GBCPI* 进行 ADF 检验,结果如表 A-25 所示。

表 A-25 序列 *GBCPI* 的 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.525263	0.8149
Test critical values:	1% level	-4.046072	
	5% level	-3.452358	
	10% level	-3.151673	

从表 A-25 的结果可以看出，ADF 检验统计量的值 -1.525263 大于各种显著性水平下的临界值，检验结果不能拒绝英国消费者物价指数序列 *GBCPI* 存在单位根的原假设，于是继续检验 *GBCPI* 一阶差分序列是否为平稳序列，结果如表 A-26 所示。

表 A-26 序列 *GBCPI* 的一阶差分 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.895299	0.0557
Test critical values:	1% level	-2.586753	
	5% level	-1.943853	
	10% level	-1.614749	

从表 A-26 的结果可以看出，ADF 检验统计量的值 -1.895299 小于 10% 显著性水平下的临界值，因此检验结果表明在 10% 的显著性水平下拒绝英国消费者物价指数 *GBCPI* 存在单位根的原假设，所以 *GBCPI* 是一阶单整的平稳序列。

表 A-27 中加入前述 *CNCPI* 序列单位根检验结果对三变量 ADF 检验进行了汇总。

表 A-27 人民币对英镑汇率的购买力平价三变量单位根检验结果汇总表

变量	检验形式 (c,t,k)	ADF 统计量	变量	检验形式 (c,t,k)	ADF 统计量
GBP	$(c,t,1)$	-2.186168	△*GBP*	(0,0,1)	-10.19906 *
CNCPI	$(c,t,1)$	-2.406102	△*CNCPI*	(0,0,1)	-2.050796 **
GBCPI	$(c,t,1)$	-1.525263	△*GBCPI*	(0,0,1)	-1.895299 ***

注：(c,t,k) 分别代表常数项、趋势项、滞后阶数；* 表示在 1% 的显著性水平上拒绝有单位根（非平稳）的假设，** 表示在 5% 的显著水平上拒绝有单位根（非平稳）的原假设，*** 表示在 10% 的显著性水平上拒绝有单位根（非平稳）的原假设。

从表 A-27 的检验结果汇总中可以看出序列 *GBP*、*CNCPI*、*GBPCPI* 均为平稳的时间序列，可以进行下一步协整检验。

2. 协整检验

首先，用广义最小二乘法对人民币与英镑汇率购买力平价三变

量方程进行估计，结果如表 A-28 所示。

表 A-28　最小二乘法对中英汇率购买力平价三变量方程的估计结果

Dependent Variable: *GBP*

Method: Least Squares

Date: 10/30/08 Time: 01:18

Sample: 1980Q1 2007Q4

Included observations: 112

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-184.0015	56.88804	-3.234450	0.0016
CNCPI	7.864950	1.101996	7.137003	0.0000
GBCPI	7.487187	1.559972	4.799565	0.0000
R-squared	0.945994	Mean dependent var		967.6980
Adjusted R-squared	0.945003	S. D. dependent var		438.0092
S. E. of regression	102.7195	Akaike info criterion		12.12830
Sum squared resid	1 150 092	Schwarz criterion		12.20112
Log likelihood	-676.1849	F-statistic		954.6446
Durbin-Watson stat	0.352118	Prob(F-statistic)		0.000000

从表 A-28 结果得出人民币对英镑汇率购买力平价三变量模型为：

$$GBP = -184.0015 + 7.864950CNCPI + 7.487187GBCPI \quad (A.8)$$

随后，对残差进行检验，结果如表 A-29 所示。

表 A-29　对中英汇率购买力平价估计结果的残差进行 ADF 检验的结果

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.238958	0.0014
Test critical values:	1% level	-2.585962	
	5% level	-1.943741	
	10% level	-1.614818	

从表 A-29 的结果中可以看出，ADF 检验统计量的值 -3.238958 小于 1% 显著性水平下的临界值，因此检验结果表明在 1% 的显著性

水平下拒绝残差存在单位根的原假设，所以判断残差为平稳序列。

3. Chow 检验

引入 Chow 检验，检查模型参数在模型的不同子区间内是否稳定。检验结果如表 A-30 所示。

表 A-30　中英汇率购买力平价模型 Chow 检验结果

Chow Breakpoint Test：1994Q1

F-statistic	14.56901	Probability	0.000000
Log likelihood ratio	38.66703	Probability	0.000000

表 A-30 的检验结果表明，时间序列数据在 1994 年存在断点。为进一步判断模型变量的不稳定是否对人民币与英镑汇率购买力平价三变量模型检验结果造成显著的影响，考虑引入虚拟变量 S，并对 1980 年第一季度至 1993 年第四季度赋值为 0，1994 年第一季度至 2007 年第四季度赋值为 1，改进方程为：

$$GBP = C + \beta CNCPI + \beta^{*} GBCPI + S \tag{A.9}$$

用最小二乘法对改进方程的模型估计结果如表 A-31 所示。

表 A-31　最小二乘法对中英汇率购买力平价改进方程的模型估计结果

Dependent Variable：*GBP*

Method：Least Squares

Date：10/30/08 Time：01:28

Sample：1980Q1 2007Q4

Included observations：112

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	−184.4219	56.96085	−3.237696	0.0016
CNCPI	6.183163	2.256966	2.739591	0.0072
GBCPI	8.529336	1.981940	4.303529	0.0000
S	66.73152	78.12299	0.854185	0.3949
R-squared	0.946356	Mean dependent var	967.6980	
Adjusted R-squared	0.944866	S. D. dependent var	438.0092	
S. E. of regression	102.8472	Akaike info criterion	12.13943	
Sum squared resid	1 142 374	Schwarz criterion	12.23652	
Log likelihood	−675.8079	F-statistic	635.0943	
Durbin-Watson stat	0.316172	Prob(F-statistic)	0.000000	

从表 A-31 结果得出人民币对英镑汇率购买力平价三变量改进模型为：

$$GBP = -184.4219 + 6.183163CNCPI + 8.529336GBCPI + 66.73152S \qquad (A.10)$$

对残差进行检验，结果如表 A-32 所示。

表 A-32　对中英汇率购买力平价改进方程估计结果残差的 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.058595	0.0025
Test critical values:	1% level	-2.585962	
	5% level	-1.943741	
	10% level	-1.614818	

从表 A-32 结果可以看出，ADF 检验统计量的值 -3.058595 小于 1% 显著性水平下的临界值，因此检验结果表明在 1% 的显著性水平下拒绝残差存在单位根的原假设，所以判断残差为平稳序列。

由于原估计方程与加入虚拟变量后的估计方程的残差均为平稳序列，我们通过残差趋势图来进一步判断加入虚拟变量后的估计方程的残差是否更加平稳。结果如图 A-9 所示。

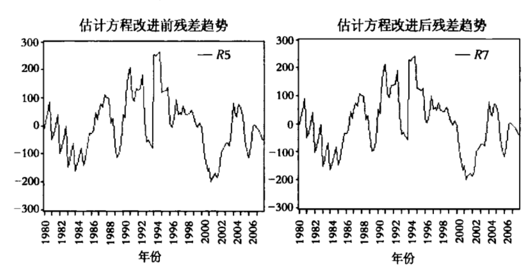


图 A-9　中英汇率购买力平价估计方程改进前后残差差异图

通过对图 A-9 的观察可以发现，加入虚拟变量后的改进估计方

程残差序列与原有估计方程的残差序列无明显的更趋于平稳的现象。由此可以判断模型变量的不稳定对方程估计结果影响不显著，即政策改变等其他因素对人民币与英镑长期购买力平价成立没有显著的影响。故选择原估计方程，即：

$$GBP = -184.0015 + 7.864950CNCPI + 7.487187GBCPI$$

$$(-3.234450) \quad (7.137003) \quad (4.799565)$$

$$R^2 = 0.945994 \quad DW = 0.352118 \quad F = 954.6446$$

模型 ADF 检验统计量的值 -3.238958 在小于1%显著性水平下拒绝残差存在单位根的原假设，即残差具有平稳性。虽然 *DW* 值为 0.352118，检验值偏小，说明模型存在自相关，但是并不影响模型的成立。因此，*GBP* 和 *CNCPI*、*GBCPI* 之间具有协整关系。综上，人民币对英镑汇率的长期购买力平价成立。

五、人民币对德国货币的购买力平价实证研究

这一部分也将按照人民币对美元汇率的购买力平价检验思路，来检验购买力平价在人民币对德国货币的汇率中是否成立。首先检验中德名义汇率、德国消费者物价指数是否为平稳序列。由于中国消费者物价指数在前文中已检验，且结果为一阶单整的平稳序列，此处将不再对其进行检验。

人民币对德国货币购买力平价的三变量模型为：$DEM = C + \beta CNCPI + \beta^{*} DECPI$，其中，中德名义汇率为 *DEM*，中国消费者物价指数为 *CNCPI*，德国消费者物价指数为 *DECPI*。

1．时间序列的 ADF 检验

（1）首先，观察 *DEM* 在 1980 年第一季度至 2007 年第四季度期间的季度走势图，如图 A-10 所示。

从图 A-10 可以看出，*DEM* 序列在 1980 年第一季度至 1985 年第四季度间围绕一个固定的值来回波动，之后呈现一种逐步上升并趋于平稳的趋势；从直观角度看，中德名义汇率序列 *DEM* 是一个平稳

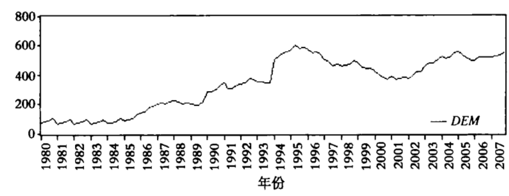


图 A-10　1980—2007 年人民币对德国货币季度名义汇率趋势图

的时间序列。为了进一步验证，对 *DEM* 进行 ADF 检验，结果如表 A-33 所示。

表 A-33　序列 *DEM* 的 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.429654	0.8470
Test critical values:	1% level	-4.042819	
	5% level	-3.450807	
	10% level	-3.150766	

从表 A-33 结果可以看出，ADF 检验统计量的值 -1.429654 大于各种显著性水平下的临界值，检验结果不能拒绝中德名义汇率序列 *DEM* 存在单位根的原假设，于是继续检验 *DEM* 一阶差分序列是否为平稳序列，结果如表 A-34 所示。

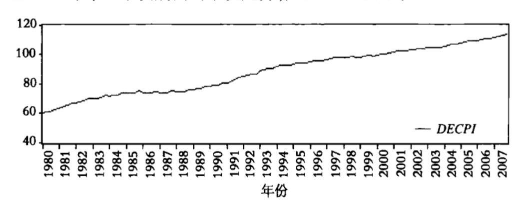
表 A-34　序列 *DEM* 的一阶差分 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.885922	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.586154	
	5% level	-1.943768	
	10% level	-1.614801	

从表 A-34 结果可以看出，ADF 检验统计量的值 -8.885922 小

于其他各种显著性水平下的临界值,检验结果在1%的显著性水平下拒绝中德名义汇率 *DEM* 存在单位根的假设,所以 *DEM* 是一阶单整的平稳序列。

（2）接着,观察德国消费者物价指数 *DECPI* 在1980年第一季度至2007年第四季度期间的季度走势,如图A-11所示。



图A-11　1980—2007年德国季度CPI趋势图

从图A-11可以看出,*DECPI* 不是一个固定的常数,也没有围绕一个固定的值波动,在形态上呈现一种平稳的上升趋势;从直观角度看,德国消费者物价指数序列 *DECPI* 不是一个平稳的时间序列。为了进一步验证,对 *DECPI* 进行ADF检验,结果如表A-35所示。

表A-35　序列 *DECPIP* 的ADF检验结果

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.372348	0.0606
Test critical values:	1% level	-4.046072	
	5% level	-3.452358	
	10% level	-3.151673	

从表A-35结果可以看出,ADF检验统计量的值-3.372348小于10%显著性水平下的临界值,因此检验结果表明在10%的显著性水平下拒绝德国消费者物价指数序列 *DECPI* 存在单位根的原假设,所以判断序列 *DECPI* 为平稳序列。

表A-36中加入前述 *CNCPI* 序列单位根检验结果对三变量的ADF检验进行了汇总。

表 A-36 人民币对德国货币汇率购买力平价三变量单位根检验结果汇总表

变量	检验形式 (c,t,k)	ADF 统计量	变量	检验形式 (c,t,k)	ADF 统计量
DEM	$(c,t,1)$	-1.429654	Δ*DEM*	$(0,0,1)$	-8.885922*
CNCPI	$(c,t,1)$	-2.406102	Δ*CNCPI*	$(0,0,1)$	-2.050796**
DECPI	$(c,t,1)$	-3.372348***			

注：(c,t,k)分别代表常数项、趋势项、滞后阶数。* 表示在 1% 的显著性水平上拒绝有单位根(非平稳)的假设，** 表示在 5% 的显著水平上拒绝有单位根(非平稳)的原假设，*** 表示在 10% 的显著性水平上拒绝有单位根(非平稳)的原假设。

从表 A-36 的检验结果汇总中可以看出序列 *GEM*、*CNCPI*、*DECPI* 均为平稳的时间序列，可以进行下一步协整检验。

2. 协整检验

首先，用广义最小二乘法对人民币与德国货币汇率的购买力平价三变量方程进行估计，结果如表 A-37 所示。

表 A-37 最小二乘法对中德汇率购买力平价三变量方程的估计结果

Dependent Variable: *DEM*

Method: Least Squares

Date: 10/30/08 Time: 13:30

Sample: 1980Q1 2007Q4

Included observations: 112

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-69.77855	101.8737	-0.684952	0.4948
CNCPI	4.433911	0.815962	5.433967	0.0000
DECPI	1.101562	1.768486	0.622884	0.5347
R-squared	0.856622	Mean dependent var		335.9796
Adjusted R-squared	0.853992	S. D. dependent var		174.0532
S. E. of regression	66.50754	Akaike info criterion		11.25893
Sum squared resid	482 134.6	Schwarz criterion		11.33175
Log likelihood	-627.5000	F-statistic		325.6154
Durbin-Watson stat	0.122213	Prob(F-statistic)		0.000000

从表 A-37 的结果得出人民币对德国货币汇率的购买力平价三变量模型为：

$$DEM = -69.77855 + 4.433911CNCPI + 1.101562DECPI \quad (A.11)$$

随后，对残差进行检验，结果如表 A-38 所示。

表 A-38　对中德汇率购买力平价估计结果的残差进行 ADF 检验的结果

		t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.901353	0.0549
Test critical values:	1% level	-2.585962	
	5% level	-1.943741	
	10% level	-1.614818	

从表 A-38 结果可以看出，ADF 检验统计量的值 -1.901353 小于 10% 显著性水平下的临界值，因此检验结果表明在 10% 的显著性水平下拒绝残差存在单位根的原假设，所以判断残差为平稳序列。

3. Chow 检验

引入 Chow 检验，检查模型参数在模型的不同子区间内是否稳定。检验结果如表 A-39 所示。

表 A-39　中德汇率购买力平价模型 Chow 检验结果

Chow Breakpoint Test: 1994Q1

F-statistic	25.18357	Probability	0.000000
Log likelihood ratio	60.26675	Probability	0.000000

表 A-39 检验结果表明，时间序列数据在 1994 年存在断点。为进一步判断模型变量的不稳定是否对人民币与德国货币汇率的购买力平价三变量模型检验结果造成显著的影响，考虑引入虚拟变量 S，并对 1980 年第一季度至 1993 年第四季度赋值为 0，1994 年第一季度至 2007 年第四季度赋值为 1，改进方程为：

$$DEM = C + \beta CNCPI + \beta^{*} DECPI + S \quad (A.12)$$

用最小二乘法对改进方程的模型估计结果如表 A-40 所示。

表 A-40 最小二乘法对中德汇率购买力平价改进方程的模型估计结果

Dependent Variable: *DEM*

Method: Least Squares

Date: 10/30/08 Time: 13:40

Sample: 1980Q1 2007Q4

Included observations: 112

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-52.36701	104.4839	-0.501197	0.6173
CNCPI	5.203499	1.283274	4.054861	0.0001
DECPI	0.489259	1.938652	0.252371	0.8012
S	-33.95325	43.64365	-0.777966	0.4383
R-squared	0.857421	Mean dependent var		335.9796
Adjusted R-squared	0.853461	S.D. dependent var		174.0532
S.E. of regression	66.62831	Akaike info criterion		11.27120
Sum squared resid	479 447.8	Schwarz criterion		11.36829
Log likelihood	-627.1870	F-statistic		216.4925
Durbin-Watson stat	0.145715	Prob(F-statistic)		0.000000

从表 A-40 结果得出人民币对德国货币汇率的购买力平价三变量改进模型为:

$$DEM = -52.36701 + 5.203499CNCPI + 0.489259DECPI - 33.95325S \tag{A.13}$$

对残差进行检验,结果如表 A-41 所示。

表 A-41 对中德汇率购买力平价改进方程估计结果残差的 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.074552	0.0370
Test critical values:	1% level	-2.585962	
	5% level	-1.943741	
	10% level	-1.614818	

从表 A-41 结果可以看出,ADF 检验统计量的值 -2.074552 小

于5%显著性水平下的临界值,因此检验结果表明在5%的显著性水平下拒绝残差存在单位根的原假设,所以判断残差为平稳序列。

由于原估计方程与加入虚拟变量后的估计方程的残差均为平稳序列,因此通过残差趋势图来进一步判断加入虚拟变量后的估计方程的残差是否更加平稳。结果如图 A-12 所示。

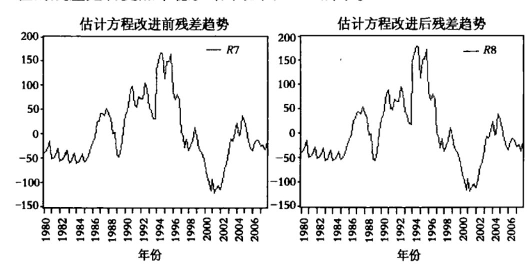


图 A-12 中德汇率购买力平价估计方程改进前后残差差异图

通过观察图 A-12 可以发现,加入虚拟变量后的改进估计方程残差序列与原有估计方程的残差序列相比无明显的更趋于平稳的趋势。由此可以判断模型变量的不稳定对方程估计结果影响不显著,即政策改变等其他因素对人民币与德国货币的长期购买力平价成立没有显著的影响。故选择原有估计方程:

$$DEM = -69.77855 + 4.433911CNCPI + 1.101562DECPI$$

$$(-0.684952) \qquad (5.433967) \qquad (0.622884)$$

$$R^2 = 0.856622 \qquad DW = 0.122213 \qquad F = 325.6154$$

模型 ADF 检验统计量的值 -1.901353 在小于 10% 显著性水平下拒绝残差存在单位根的原假设,即残差具有平稳性。虽然 *DW* 值为 0.122213,检验值偏小,说明模型存在高度自相关,但是并不影响模型的成立。因此,*DEM* 和 *CNCPI*、*DECPI* 之间具有协整关系。综上所述,人民币对德国货币汇率的长期购买力平价成立。

六、小　　结

通过以上对人民币与四种货币汇率的购买力平价实证结果，可以得出如下结论：

（1）人民币与美元、日元、英镑、德国货币之间的相对购买力平价是成立的，但检验结果对人民币汇率的解释能力较弱。究其原因，是因为中国与这些国家在经济发展水平以及消费结构方面存在差异，导致消费者物价指数中所包含的变量和权数有较大的差别。这可能是引起购买力平价成立，但检验结果解释能力差的主要原因。

（2）从人民币与其他四种货币的协整检验结果可以看出德宾—沃森检验值都相对偏小，说明购买力平价模型中存在自相关，即有购买力以外的因素影响了汇率的变动趋势。究其原因，是因为一国的劳动生产率、利率和税收等其他经济变量也会对汇率变动造成影响。另外，一国的货币、财政等政策也可能对汇率的变动造成影响。

参考文献

Balassa, Bela, "The Purchasing-power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, 1946, Vol. 12, No. 2, pp. 84-96.

Bosworth, Barry, "Valuing the RMB", Paper presented to Tokyo Club Research Meeting, Feb. 2004.

Cassel, Gustav, *Money and Foreign Exchange after 1914*, New York: Constable & Co., 1922.

Chang, G. H., Shao, Q., "How Much Is the Chinese Currency Undervalued", *China Economic Review*, 2004, Vol. 15, No. 3, pp. 366-371.

Chou, W. L., Shih, Y. C., "The Equilibrium Exchange Rate of the Chinese Renminbi", *Journal of Comparative Economics*, 1998, Vol. 26, No. 1, pp. 165-174.

Dickey, David A., Fuller, Wayne A., "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, 1979, Vol. 74, No. 366, pp. 427-431.

Dornbusch, Rudiger and Krugman, Paul, "Flexible Exchange Rates in the Short Run", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1976, Vol. 1976, No. 3, pp. 537-584.

Edison, H. J., "Purchasing Power Parity in the Long Run", *Journal of Money, Credit and Banking*, 1987, Vol. 19, No. 3, pp. 376-387.

Edwards, Sebastian, "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries", *Journal of Developing Economics*, 1988, Vol. 29, No. 3,

pp. 311-341.

Engle, R. F., Granger, C. W., "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 1987, Vol. 55, No. 2, pp. 251-276.

Frankel, Jeffrey A., "International Capital Mobility and Crowding-out in the U. S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or Good Markets?" In: R. Hafer(ed.), *How Open Is the U. S. Economy*, Lexington, Ma: Lexington Books.

Frankel, Jeffrey A., "Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s", *Journal of International Economics*, 1978, Vol. 8, No. 2, pp. 169-191.

Frankel, Jeffrey, "On the Yuan: The Choice between Adjustment under a Fixed Exchange Rate and Adjustment under a Flexible Rate", paper presented to IMF Seminar on "The Foreign Exchange System", Dalian, China, May 26-27, 2004.

Glen, J. D., "Real Exchange Rates in the Short, Medium and Long Run", *Journal of International Economics*, 1992, Vol. 33, No. 1-2, pp. 147-166.

Granger, C. W., Newbold, P., "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 1974, Vol. 2, No. 2, pp. 111-120.

Hussain, M. and Radelet, S., "Export Competitiveness in Asia", Charpter 4 in W. T. Woo, J. D. Sachs and K. Schwab, *The Asia Finanical Crisis: Lessons for a Resilient Asia*, Cambridge, MA: The MIT Press, 2000.

Jeffrey M. Wooldrige, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, 2001, Cambridge, U. S. A.

Johnson, H. G., *Essays in Monetary Economics*, 2nd ed., Cambridge: Harvard University Press, 1969.

Keynes, J. M., "The Future of the Foreign Exchange Rate", *Lloyds Bank Monthly Review*, Oct 1935, pp. 527-535.

Kravis, I. B., "An Approximation of the Relative Real Per Capita

GDP of the People's Republic of China", *Journal of Comparative Economics*, Vol.5, No.1, pp.60-78.

Lothian, J. R., Taylor, M. P., "Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries", *Journal of Political Economy*, 1996, Vol.104, No.3, pp.488-509.

Mundell, R. A., "A Theory of Optimal Currency Areas", *American Economic Review*, 1963, Vol.22, No.6, pp.51-55.

Nurkse, Rager, "Conditions of International Monetary Equilibrium", In: Perter Kenen et al., *The International Monetary System: Highlights from Fifty Years of Princeton's Essays in International Finance*, Westview Press, 1993, pp.1-24.

Samuelson, P. A., "Theoretical Notes on Trade Problem", *Review of Economics and Statistics*, 1964, Vol.15, No.5, pp.145-154.

Tsutomu Miyagawa, Hideki Toya, Tatsuji Makino, "Equilibrium Exchange Rates in Asian Currencies", *Seoul Journal of Economics*, 2004, Vol.17, No.4, pp.483-509.

卜永祥、秦宛顺,《人民币内外均衡论》,北京大学出版社 2006 年版。

陈彪如,《人民币汇率研究》,华东师范大学出版社 1992 年版。

陈宪、石士均等,《国际经济学教程》,立信会计出版社 2003 年版。

陈学彬,"近期人民币实际汇率变动态势分析",《经济研究》,1999 年第 1 期。

高铁梅,《计量经济分析方法与建模》,清华大学出版社 2006 年版。

高志红、侯杰,"巴拉萨—萨缪尔森命题研究综述",《经济评论》,2006 年第 4 期。

胡松明、宛圆渊,"多国购买力平价模型及其对人民币长期均衡汇率的实证分析",《经济科学》,2001 年第 5 期。

胡援成,"人民币实际汇率与购买力平价研究",《当代财经》,2003 年第 2 期。

惠晓峰等,"基于购买力平价和简单货币学说的人民币长期汇率组合模型",《国际金融研究》,1999年第10期。

刘阳,《均衡汇率与人民币汇率机制改革》,西南财经大学出版社2006年版。

潘丽英,"人民币汇率内在不稳定性:结构与制度的原因",《国际经济评论》,2004年第1期。

王志强、齐佩金等,"人民币汇率购买力平价的界限检验",《数量经济技术经济研究》,2004年第2期。

温建东,"人民币购买力平价研究",《金融研究》,2005年第4期。

夏骏、夏炎、周永务,"动态购买力平价理论与检验",《数量经济技术经济研究》, 2005年第3期。

徐剑刚、唐国兴,"购买力平价的群体单位根检验",《复旦学报》(自然科学版),2001年第6期。

许少强,"关于人民币汇率的若干分析",《国际金融研究》,1995年第7期。

易纲、范敏,"人民币汇率的决定因素及走势分析",《经济研究》,1999年第1期。

俞乔,"购买力平价、实际汇率与国际竞争力——关于测算我国加权实际汇率指数的理论和方法",《金融研究》,2000年第1期。

俞乔,"亚洲金融危机与我国汇率政策",《经济研究》,1998年第10期。

袁双喜,"人民币汇率购买力平价的检验——基于1995—2005年的数据",《华中师范大学研究生学报》,2007年第1期。

张晓朴,《人民币均衡汇率分析》,中国金融出版社2001年版。

张晓桐,《计量经济学软件EVIEWS使用指南》, 天津大学出版社2003年版。

赵登峰,《人民币市场均衡汇率与实际汇率研究》, 社会科学文献出版社2006年版。

后 记

人民币从诞生之日起，就长期实行事实上的固定汇率制。计划经济时代自不必说，所有的经济活动基本上都按照计划进行，货币实行固定汇率可以说顺理成章。改革开放至今已30多年，许多领域都进行了以建立社会主义市场经济体制为目标的改革，但人民币汇率仍实行事实上的固定汇率制（虽然在名义上已是“有管理的浮动汇率制度”），可以说是少数没有实行市场化的领域。

中国实行固定汇率制的原因，应该是为了有利于促进出口贸易和吸收外国直接投资。从1994年外汇管理体制改革到2005年7月的11年多时间里，中国经济取得了令世人叹为观止的巨大发展，各项经济指标与过去早已不可同日而语，而人民币对美元的汇率一直维持在8.30左右。正是在这一时期，我国的国际收支实现了巨额“双顺差”：出口贸易大幅增长，吸收的外国直接投资大幅增长，从而外汇储备也随之大幅增长。我们从这些事实中，可以一窥我国外汇管理体制的作用。

世界上关于实行固定汇率制对国家经济的利弊的研究文献早已汗牛充栋。可以说，固定汇率制本身就创造了一个讨论不尽的话题，成为一门吸引无数学者的学问。各国学者对固定汇率制以及与其相关的各种经济现象的研究非常充分，几乎到了巨细靡遗的地步。

在无数学者对固定汇率制进行了精深研究的情况下，我还不揣谫陋，涉足这个领域，面临的挑战和压力可想而知。几年来，首先是出于兴趣，我一直关注固定汇率制下人民币是否低估这个问题。近来的研究又获得了上海市教委创新项目和上海大学社会科学项目的立项资助，那就一定要做出点成果来才能有所交代，哪怕本人才疏学浅导致这些成果仍是幼稚和粗浅的。本书对固定汇率制下人民币是

否低估的测算只是一家之言，是一个学者这几年来对自己关注的问题的一点心得，不一定正确，更谈不上是权威的结论。我真诚地渴望得到大方之家的批评指正。

对经济现象进行研究的重要方法，是以经济学理论为基础，运用权威的经济数据，得出研究的结论。虽然在研究过程中，数据量的多少、所选数据的种类和数据频度等会对研究结果产生一定的影响，但数据一旦选定，研究的过程和结论就只对数据负责，而不受其他因素的影响。哪怕研究结论未必实用，也不应该放弃或改变自己的观点。这样做即使有"科学主义"之嫌，但优点是研究的结论有数据做支撑，因此也比较言之有据，总比凭空想象或出于某些非学术的原因而主观确定结论好。笔者认为，这是所有科学研究者应该具备的实事求是的态度。

2009 年 5 月，经济管理出版社曾出版笔者的专著《货币价值论——从汇率生成机制看人民币升值前景》。那本书是在 2005—2006 年笔者所撰写的博士毕业论文的基础上略作修改完成的，探讨的是在浮动汇率制下一种货币的汇率生成受哪些因素的影响，进而试测人民币如果实行浮动汇率制，在这些因素的作用下，其对美元的汇率应该是多少。书中罗列了四个影响汇率生成机制的因素，并就它们对汇率形成的作用进行了实证研究。列举的因素看上去较为全面，实际上却因研究对象(四个因素)较多，彼此之间又或多或少互有联系，反而使某些结论显得比较勉强。现在回过头来看这部著作，各部分的粗糙和简单还是令笔者汗颜。

目前这本书的主题也是研究和测算人民币的实际汇率，以此与所实行的名义汇率进行比较，这一点和《货币价值论》一样，但两者的研究方法完全不同。首先，本书研究人民币实际汇率的理论框架是购买力平价，而购买力平价理论是决定长期汇率生成的成熟的理论。这就使笔者的研究从一开始就站在巨人的肩膀上进行。其次，本书研究实际汇率的生成，遵循购买力平价理论的原理，认为两种货币实际汇率的变动由两个经济体的相对通货膨胀率(即它们的通货膨胀率的差额)决定，这就使研究的目标比较集中，不会出现多个因素对汇率的形成都有影响，而实际上关于某个因素的影响的结论却较为

勉强的缺陷。当然,由于汇率问题异常复杂,或许本书研究中变量的选取方式恰恰会对问题的探讨造成简单化的弊端。

不管怎样,从一个完全不同的角度对汇率问题进行探讨总是必要的。这是本书区别于《货币价值论》的最重要之处,也是本书的价值所在。

由于笔者平时工作繁忙,而对本书涉及的问题的研究需要花费很大精力,所以本书的写作断断续续进行了好几年。这一过程既非常辛苦,也给笔者带来很多乐趣。从事自己喜欢的工作总是令人快乐的。同时,研究过程中一个深切感受是信息的获取方便多了。回想笔者写作第一本书时,数据的获取异常困难。这其实也是困扰中国学者的一个大问题。进行经济学研究,数据的可得性简直就是生命的源泉。但那时整个大学都没有订购世界上权威的经济数据库,从统计局得到的数据也既少又旧。没有大量的、新近的数据,经济研究就困难重重。当时,笔者不得不求助于在美国工作的弟弟,甚至还花了不少钱向美国商务部的经济分析局购买。这几年,我们学院拨款订购了一些权威的数据库,教师们都可免费获得数据库里的数据,十分方便,这是这几年来我们学院研究环境的一大改善,也是我国经济快速发展、更加开放的一个成果。

今天,本书最终可以出版了。其中凝聚着复旦大学出版社几位编辑的辛勤劳动。他们认真的工作态度、扎实的业务能力值得我深深感佩。没有他们的劳作,这本书不可能与读者见面。在此要向他们致以真诚的感谢。

同时,也要感谢在本书写作过程中为我做了许多繁琐的资料搜集和数据处理工作的几位研究生。